ROLF ULRICH

ZUR PSYCHOPHYSIK DER ZEITWAHRNEHMUNG

THEORETISCHE UND EXPERIMENTELLE ANALYSEN DES REIHENFOLGEURTEILS

DISSERTATION
zur Erlangung des akademischen Grades
Doktor der Sozialwissenschaft
in der
FAKULTÄT FÜR
SOZIAL- UND VERHALTENSWISSENSCHAFTEN
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

1983

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41547613_0005

ROLF ULRICH

ZUR PSYCHOPHYSIK DER ZEITWAHRNEHMUNG

THEORETISCHE UND EXPERIMENTELLE ANALYSEN DES REIHENFOLGEURTEILS

DISSERTATION
zur Erlangung des akademischen Grades
Doktor der Sozialwissenschaft
in der
FAKULTÄT FÜR
SOZIAL- UND VERHALTENSWISSENSCHAFTEN
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

1983

Gedruckt mit Genehmigung
der Fakultät für Sozial- und Verhaltenswissenschaften
der Universität Tübingen

Hauptberichterstatter: Prof. Dr. Kurt H. Stapf
Mitberichterstatter: Prof. Dr. Dirk Vorberg
Dekan: Prof. Dr. Günther Dohmen
Tag der mündlichen Prüfung: 4. Februar 1983

UNIV. LEIDEN BIBL.

Druckerei Bölk, Tübingen

VORWORT

An der Entstehung, Durchführung und Anfertigung dieser Arbeit waren verschiedene Personen beteiligt, denen ich an dieser Stelle für ihre Hilfsbereitschaft und Geduld ganz herzlich danken möchte.

Prof. Dr. Dirk Vorberg habe ich viele nützliche Hinweise bei der Durchführung dieser Arbeit zu verdanken. Die Diskussionen mit ihm schlugen sich in vielen Verbesserungen dieser Arbeit nieder. Auch möchte ich ihm dafür danken, daß er mich einige Voruntersuchungen in seinem Labor in Konstanz durchführen ließ.

Prof. Dr. Kurt Hermann Stapf möchte ich dafür danken, daß er diese Arbeit in vollem Umfang unterstützte, mir die dazu notwendige Zeit zur Verfügung stellte und mich oftmals anspornte.

Meinem Kollegen Dr. Klaus-Peter Muthig bin ich besonders dankbar. Er gab mir viele Anregungen und Hinweise, um die Lesbarkeit und Verständlichkeit des Textes zu erhöhen.

Herr Schnerr half mir bei vielen Problemen des Versuchsaufbaus. Seine Hinweise zu vielen elektronischen Sachfragen waren für mich sehr wertvoll.

Schließlich möchte ich mich bei meinen Versuchspersonen und Kollegen Dr. Ute-Kristin Degner und Dipl.-Psych. Michael Popp für ihre Teilnahme an meinem Experiment und für ihre Geduld bedanken.

Ich habe bei der Gliederung der verschiedenen Kapitel versucht, mathematische Herleitungen oder Beweise von den inhaltlichen Darstellungen der verschiedenen Modelle zu trennen. Die eher formalen Kapitel sind als solche immer gekennzeichnet und können ohne weiteres übersprungen werden. Um sich über die verschiedenen Ergebnisse und Konsequenzen dieser Arbeit zu informieren, ist es daher ausreichend, nur die im Inhaltsverzeichnis hervorgehobenen Kapitel zu lesen.

- INHALTSVERZEICHNIS*) -

1. DAS REIHENFOLGEURTEIL: GENESE, ANWENDUNGSASPEKTE, PARADIGMA

1.0 Zusammenfassung des ersten Kapitels Seite 1
1.1 Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil im 19. Jahrhundert 2
1.2 Die Verwendung des Reihenfolgeurteils in der experimentellen Psychologie 8
1.3 Experimentelles Paradigma des Reihenfolgeurteils 13

2. GRUNDLEGENDE ANNAHMEN ÜBER DIE MENTALEN PROZESSE BEIM REIHNEFOLGEURTEIL

2.0 Zusammenfassung des zweiten Kapitels 17
2.1 Der zentrale Zeitmechanismus 17

3. SPEZIELLE MODELLE: LAUFZEIT-, AUFMERKSAMKEITS-WECHSEL-, TOTZEIT- UND MOMENTMODELL

3.0 Zusammenfassung des dritten Kapitels 20
3.1 Modelle über das Reihenfolgeurteil 21
3.1.1 Das Laufzeitmodell 21
3.1.1.1 Die Grundannahmen des Laufzeitmodells 21
3.1.1.2 Formale Charakterisierung 23
3.1.2 Das Aufmerksamkeitswechselmodell 24
3.1.2.1 Grundannahmen des Aufmerksamkeitswechselmodells 24
3.1.2.2 Formale Charakterisierung des Aufmerksamkeitswechselmodells 31
3.1.2.3 Die Psychometrische Funktion und das Aufmerksamkeitswechselmodell 37

*) Wichtige inhaltliche Kapitel sind durch Unterstreichung der Kapitelnummerierung gekennzeichnet.

3.1.3	Das Totzeitmodell	Seite 40
3.1.3.1	Die Grundannahmen des Totzeitmodells	40
3.1.3.2	Formale Charakterisierung des Totzeitmodells	43
3.1.4	Das Momentmodell	44
3.1.4.1	Die Grundannahmen des Momentmodells	44
3.1.4.2	Die Psychometrische Funktion des Moment- und Totzeitmodells	46
3.2	Das allgemeine Kanalmodell	48
4.	ÜBERPRÜFUNG DER SPEZIELLEN MODELLE	
4.0	Zusammenfassung des vierten Kapitels	50
4.1	Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Laufzeitmodell	51
4.2	Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Momentmodell	57
4.3	Anpassungsgüte des Aufmerksamkeitswechsel- und des Totzeitmodells	61
5.	DAS ZEITSCHRANKENMODELL	
5.0	Zusammenfassung des fünften Kapitels	71
5.1	Die Grundannahmen des Zeitschrankenmodells	72
5.2	Formale Charakterisierung des Zeitschrankenmodells	81
5.3	Überprüfung des Zeitschrankenmodells	83
6.	ZUSÄTZLICHE ÜBERPRÜFUNG DES ZEITSCHRANKENMODELLS	
6.0	Zusammenfassung des sechsten Kapitels	89
6.1	Beziehung zwischen Reizintensität und Laufzeitvarianz - eine zusätzliche Überprüfungsmöglichkeit des Zeitschrankenmo-	90

6.2	Experiment	Seite 94
6.2.1	Versuchspersonen	94
6.2.2	Versuchsapparatur	95
6.2.3	Reizintensitäten und Zeitdifferenzen	96
6.2.4	Versuchsablauf	97
6.3	Ergebnisse	98
6.3.1	Grobanalyse der Ergebnisse	98
6.3.2	Parameterschätzung und Modellanpassung	103

7. DISKUSSION

7.0	Zusammenfassung der Diskussion	113
7.1	Mögliche Vorteile der sequentiellen Verarbeitung der Ankunftsreihenfolge beim Zeitschrankenmodell	114
7.2	Spekulationen über die Lokalisation des zentralen Zeitmechanismus	115
7.3	Kanalabhängigkeiten: Modifikationsmöglichkeiten des Zeitschrankenmodells	118

Zusammenfassung	123
Glossar	124
Literaturverzeichnis	126
Anhänge:	
I Anmerkungen zur Exponentialverteilung	132
II Anmerkungen zur Gammaverteilung	133
III Anmerkungen zur Weibullverteilung	134
IV Die Dichte und Verteilungsfunktion des Laufzeitunterschieds W zweier gammaverteilter Laufzeiten L_x und L_y	135
V Additivität der dritten zentralen Momente	138
VI Likelihood-Quotienten-Test	139

1.0 Zusammenfassung des ersten Kapitels

1.1 Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil im 19. Jahrhundert:

Astronomische Durchgangszeitbestimmungen von Sternen und die dabei festgestellten beobachterabhängigen Messfehler ("persönliche Fehler") stellten den Ausgangspunkt für Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil dar. Astronomen des 19. Jahrhunderts führten systematische Untersuchungen durch, um diese "persönlichen Fehler" zu analysieren. Bald darauf griffen experimentelle Psychologen (Wundt, Exner, Titchner, Donders, Helmholtz etc.) die Problematik des "persönlichen Fehlers" auf und führten erstmals Laborexperimente zum Reihenfolgeurteil durch, die sie Komplikationsversuche nannten.

1.2 Die Verwendung des Reihenfolgeurteils in der Experimentellen Psychologie:

Heute lassen sich zwei Forschungsmotivationen zum Reihenfolgeurteil unterscheiden: (1) Interesse an der Analyse der mentalen Prozesse, die dem Reihenfolgeurteil unterliegen und (2) Verwendung von Reihenfolgeurteilen, um Aufschlüsse über Reizverarbeitungszeiten gewinnen zu können, wobei die Frage, welche mentalen Prozesse dem Reihenfolgeurteil unterliegen, von untergeordneter Bedeutung ist. Der Versuchsplan für Untersuchungen, die in die zweite Forschungskategorie einzuordnen sind, wird dargestellt und einige Untersuchungen beschrieben.

1.3 Experimentelles Paradigma des Reihenfolgeurteils:

Der typische Experimentalablauf zum Reihenfolgeurteil wird beschrieben und die abhängige Variable (Zeitdifferenz) definiert. Die Darstellung der Daten eines solchen Versuchs mit Hilfe einer Psychometrischen Funktion wird erläutert.

1.1 Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil im 19. Jahrhundert

Läßt man eine Person die Reihenfolge zweier schnell aufeinanderfolgender Reize beurteilen, so kann man feststellen, daß diese Urteile (Reihenfolgeurteile) oftmals nicht mit den tatsächlichen Reihenfolgen übereinstimmen: So ist die Person manchmal der Ansicht, Reiz A folge auf Reiz B, obwohl zuerst Reiz A dargeboten wurde. Bietet man beide Reize gleichzeitig dar, dann ist die Person möglicherweise der Ansicht, beide Reize seien aufeinanderfolgend dargeboten worden. Fechner (1860) gibt dazu ein anschauliches Beispiel, das die Eindrücke eines Arztes Dr. Hadekamp bei seinen Operationen schildert:

> "Es ist mir beim Aderlassen mit dem Schnepper einige Male vorgekommen (berichtet Dr. Hadekamp), daß das Blut aus der Ader hervorsprang, ehe der Schnepper losging. Das heißt, ich will natürlich nicht behaupten, daß diese zeitliche Umkehrung der beiden hier zur Sprache kommenden Acte wirklich stattgefunden habe; aber ich sah sie; ich spreche von Dem, was das Auge dem Gehirn referierte. Mein Auge berichtete meinem Gehirne: soeben ist der Blutstrom aus der Ader hervorgequollen und einen Augenblick später ist auch die Fliete des Schneppers in die Ader gefahren. Diese paradoxe Erscheinung hat sich wenigstens ein halbes Dutzend mal präsentiert... .
> Vor einiger Zeit theilte mir Dr. Schmeisser mit, daß ihm dieselbe Erscheinung ebenfalls einmal vorgekommen ist. Er sah zuerst den Blutstrom aus der Ader hervorquellen, sah dann den Schnepper losgehen und dann hörte er dessen Schlag" (Fechner, 1860, S. 433).

Daß experimentelle Psychologen des 19. Jahrhunderts zahlreiche Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil durchführten, um die Ursachen der hierbei festgestellten Sinnestäuschungen zu ergründen, ist jedoch eher dem Zufall zu verdanken: 1796 teilte der Direktor der Greenwicher Sternwarte Maskelyne in den ASTRONOMICAL OBSERVATIONS MADE AT THE ROYAL OBSERVATORY (part III, 339, 1796) mit, daß sein Gehilfe Dr. Kinebrook "sich nach und nach angewöhnt" habe, die Durchgänge der Sterne durch die Fäden des Mittagsfernrohrs um 0.5 bis 0.8 Sekunden später zu beobachten als Maskelyne selbst.

Maskelyne sah sich durch diesen Vorfall veranlaßt, seinen Gehilfen zu entlassen. Im Anschluß an diese Mitteilung beschreibt Maskelyne die von dem Astronom Brabley entwickelte Methode zur Bestimmung der astronomischen Durchgangszeit.

Bei dieser sogenannten Augen-Ohr-Methode mußte der Beobachter mittels eines im Fernrohr angebrachten Fadennetzes die Position eines Sterns relativ zum Taktschlag eines Metronoms bestimmen. Der Beobachter sollte also gleichzeitig den Stern verfolgen und dabei auf den Taktschlag (ein Taktschlag/Sekunde) achten.

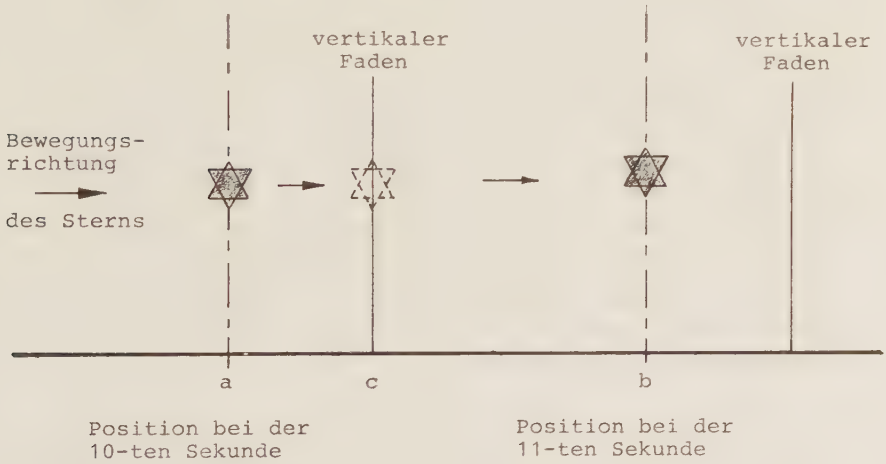


Abb. 1. Beispiel zur Bestimmung der astronomischen Durchgangszeit nach der Augen-Ohr-Methode

In Abb. 1 ist die Bestimmung der astronomischen Durchgangszeit nach der Augen-Ohr-Methode anhand eines Beispiels verdeutlicht: Der Beobachter soll die Durchgangszeit bestimmen, bei der der Stern den vertikalen Faden (c) passiert. In diesem Beispiel gehen wir davon aus, daß der Beobachter den Stern beim 10-ten Taktschlag in Position (a) wahrnimmt.

Nachdem der Stern den Faden (c) passiert hat, wird er beim 11-ten Taktschlag an der Position (b) lokalisiert. Um die gesuchte Durchgangszeit am vertikalen Faden (c) bestimmen zu können, werden die Positionen (a) und (b) bezüglich des vertikalen Fadens relativiert. In diesem Fall ist der Abstand $\overline{cb}$ doppelt so groß wie $\overline{ac}$; damit ergibt sich eine Durchgangszeit von 10.3 Sekunden am Faden (c).

Der Königsberger Astronom Bessel (1822), dem die Mitteilung von Maskelyne auffiel, stellte daraufhin systematische Untersuchungen an, indem er die Durchgangszeitbestimmungen verschiedener Beobachter miteinander verglich. So fand er beispielsweise zwischen sich und seinem Kollegen Walbeck folgenden Unterschied:

Bessel - Walbeck = 1.041 Sekunden.

Diese Schreibweise wurde als "persönliche Gleichung" bezeichnet und bedeutet hier, daß Bessel den Durchgang durchschnittlich um eine Sekunde später als Walbeck beobachtete.

Daß also bei der Augen-Ohr-Methode "persönliche Fehler" auftreten können, wurde danach nicht mehr bezweifelt, und man stellte Überlegungen an, um diese Fehler ausschalten oder wenigstens besser kontrollieren zu können. Bessel schreibt in diesem Zusammenhang:

"Die verschiedenen Erfahrungen zeigen, daß kein Beobachter, selbst wenn er Bradleys Beobachtungsmethode auf das Strengste zu beachten glaubt, sicher sein kann, absolute Zeitmomente richtig anzugeben. Es wäre zu wünschen, daß man Mittel finde, über diese rätselhafte Erscheinung erschöpfende Untersuchungen anzustellen, allein ich halte dies für unmöglich, indem die Operationen, von welchen der Unterschied herrührt, ohne unser Bewußtsein vor sich gehen. Es muß aber das Bestreben der Astronomen sein, Fehler der Resultate, welche aus dieser Quelle hervorgehen können, zu erkennen und soviel wie möglich zu vermeiden. Der Einfluß auf die Meridianunterschiede der Örter liegt zutage. Wenn z.B. Herr Dr. Argelander für die von ihm beobachteten Sternbedeckungen die Zeit bestimmt hätte, so würde Königsberg nach seinen Beobachtungen eine Sekunde östlicher liegen als nach der meinen. Das würde etwa 350 m ausmachen!" (zitiert nach Fröhlich, 1923, S. 6)

Einige Astronomen entwickelten daher neue Beobachtungsmethoden, um den "persönlichen Fehler" ausschalten zu können. So entwarf beispielsweise Arago im Jahre 1842 ein Uhrwerk, das der Beobachter, sobald der Stern das Fadenkreuz des Fernrohrs passierte, mittels eines Hebels arretieren konnte. Diese als Registrierungsmethode bezeichnete Beobachtungsweise ist sicherlich der Anfang der Reaktionszeitmessung.

Auch wurden Methoden entwickelt, mit deren Hilfe die absolute Größe des "persönlichen Fehlers" bestimmt werden konnte. Hartmann (1858) und Wolff (1865) konstruierten besondere Apparaturen, bei denen mit Hilfe künstlicher Sterne die Durchgangssituationen nachgeahmt werden konnten. Wolff führte mit dieser Methode Selbstversuche über mehrere Monate durch. Dabei fand er einen durchschnittlichen Fehler von 0.1 Sekunden. Dieser Fehler blieb in der Größenordnung konstant, gleichgültig, ob die Zeitmomente wie gewöhnlich durch die Taktschläge eines Metronoms erzeugt wurden oder durch andere Signale wie Lichtblitze oder taktile Stimulierungen.

Erst im Jahre 1927 entwickelte der Schwede Strömgren ein Verfahren, bei dem die Bestimmung der astronomischen Durchgangszeit vollständig automatisiert wurde, so daß "persönliche Fehler" diese Zeitbestimmung nicht mehr beeinflußten. In der Zwischenzeit war aber längst das Phänomen des "persönlichen Fehlers" von der noch jungen Experimentellen Psychologie aufgegriffen und experimentell analysiert worden. Es sind hier besonders die Pioniere der Experimentellen Psychologie wie Helmholtz (1867), Donders (1865), Exner (1875) und Wundt (1911), welche die von den Astronomen entwickelten Methoden in analoger Weise im Bereich ihrer Forschung einsetzten. Beispiele dafür sind das Hipp' sche Chronoskop (Wundt, S. 364-366) zur Untersuchung und Messung von Reaktionsvorgängen und das Komplikationspendel für

Komplikationsversuche (Wundt, S. 71-75).

Die Komplikationsversuche Wundts (1911) sind mit der Anordnung bei der Augen-Ohr-Methode vergleichbar, jedoch versuchte Wundt mit dieser Vorrichtung das "wirkliche Zeitverhältnis der Eindrücke mit dem scheinbaren zu vergleichen" (Wundt, S. 58).

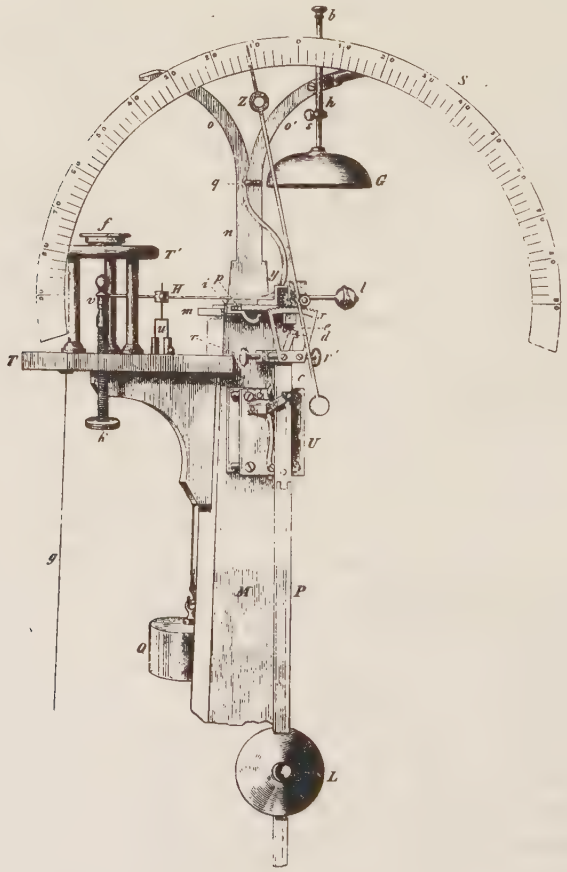


Abb. 2. Komplikationspendel, das Wundt in seinen Komplikationsversuchen verwandte.

In Abb. 2 ist das in Wundts Versuchen verwandte Komplikationspendel dargestellt. Seine Versuchspersonen hatten dabei die Aufgabe, die Position des Zeigers (Z) beim Ertönen des Glockenschlags (q und G) auf dem Ziffernblatt (S) anzugeben. Die Auslösung des Glockenschlags ist variierbar, so daß sie der Versuchsperson unbekannt bleibt.

Bei diesen Komplikationsversuchen stellte man fest, daß die wahrgenommene Zeigerposition nicht immer mit dem Auslösepunkt zusammenfiel: Manchmal lag die wahrgenommene Zeigerposition vor und ein andermal lag sie nach dem Auslösepunkt des Glockenschlags. Diese beobachteten Fehlurteile bei den Komplikationsversuchen deutete schon Bessel: "Im ersten Fall werde zuerst gesehen und dann gehört, im zweiten zuerst gehört und dann gesehen" (zitiert nach Wundt, S. 59).

Dieser Auffassung jedoch widersprach Wundt: Er interpretierte die in den Komplikationsversuchen gewonnenen Ergebnisse eher im Sinn einer Aufmerksamkeitsverteilung: "Der Eindruck, auf den die Aufmerksamkeit gerichtet ist, wird zeitlich bevorzugt" (Wundt, S. 66).

Diese Interpretation teilte mit Wundt auch Titchner (1908) in dem von ihm formulierten Gesetz des "Prior Entry": "The stimulus for which we are prediposed requires less time than a like stimulus for which we are unprepared, to produce its full conscious effect" (Titchner, 1908, S. 251).

In zahlreichen Komplikationsversuchen versuchte man daher, unterschiedliche Aufmerksamkeitsbedingungen zu erzeugen (z.B. Weyer, 1899), um dadurch den "persönlichen Fehler" kontrollieren zu können. Allerdings blieben schon damals die damit verbundenen Interpretationen nicht unwidersprochen. Dunlap (1910) problematisierte Effekte, die bei diesen Methoden unkontrollierbar sind und die nach seiner Meinung auf Augenbewegungen zurückgeführt werden können. Erst Stone (1926) konnte diese experimentellen Probleme durch einen modifizierten Versuchsplan beseitigen.

Bei den Komplikationsversuchen galt also das Interesse der empfundenen zeitlichen Reihenfolge zweier gleichzeitiger Reize. Exner (1868) hingegen bot seinen Versuchspersonen zwei zeitlich aufeinanderfolgende Reize dar und untersuchte die Länge des zeitlichen Intervalls zwischen dem ersten und dem zweiten Reiz, bei welchem beide Reize als gleichzeitig beginnend empfunden wurden. Dabei stellte er z.B. fest, daß ein Lichtreiz einem Ton um 24-ms vorangehen muß, damit beide Reize als gleichzeitig beginnend empfunden werden. Viele Experimente, die mit der Methode von Exner durchgeführt wurden, zeigen, daß die empfundene Gleichzeitigkeit von vielen Faktoren, wie Aufmerksamkeit, Übung und Reizintensität abhängt, also von ganz ähnlichen Faktoren, wie sie auch bei den Komplikationsexperimenten in Erscheinung traten.

Die Methode von Exner und geringe Modifikationen derselben sind auch heute noch die gebräuchlichsten Versuchsanordnungen im Zusammenhang mit der Untersuchung des Reihenfolgeurteils.

1.2 Die Verwendung des Reihenfolgeurteils in der Experimentellen Psychologie.

Über ihren historischen Stellenwert hinaus sind Untersuchungen zum Reihenfolgeurteil auch heute in vielen Bereichen innerhalb und außerhalb der Psychologie von großem Interesse. Hierbei lassen sich im wesentlichen zwei Forschungsmotivationen unterscheiden.

Zum einen ist man an der Analyse der mentalen Prozesse interessiert, die dem Reihenfolgeurteil unterliegen. Das Hauptinteresse gilt hier der Konstruktion und Überprüfung entsprechender Prozeßmodelle. Auch die vorliegende Arbeit ist dieser Forschungskategorie zuzuordnen. Die bislang hierzu vorliegenden Modelle werden in den Kapiteln II und III ausführlich dargestellt und weiterentwickelt.

Zum anderen ist man an Reihenfolgeurteilen interessiert, um Aufschluß über bestimmte Reizverarbeitungszeiten gewinnen zu können. Die Frage, welche mentalen Prozesse dem Reihenfolgeurteil unterliegen, ist dabei von untergeordneter Bedeutung. Da auf diese Forschungsrichtung im weiteren nicht näher eingegangen wird, soll hier zumindest kurz die Funktion des Reihenfolgeurteils derartiger Untersuchungen skizziert werden[1].

Gemeinsamer Ausgangspunkt dieser Untersuchungen ist die Frage, wie sich die Reizverarbeitungszeit in Abhängigkeit von besonderen experimentellen Bedingungen verändert. Die typische experimentelle Situation läßt sich am besten an einem Beispiel verdeutlichen:

Eine Versuchsperson soll die zeitliche Reihenfolge zweier Reize A (z.B. ein Lichtblitz) und B (z.B. ein Knackton) beurteilen. Reiz A und Reiz B werden zum Zeitpunkt t_A bzw. t_B dargeboten (vgl. Abb. 3). Damit die Versuchsperson beide Reize als gleichzeitig beurteilt, dürfen beide Reize nicht gleichzeitig dargeboten werden, sondern Reiz A muß in unserem Beispiel 20-ms vor Reiz B dargeboten werden.

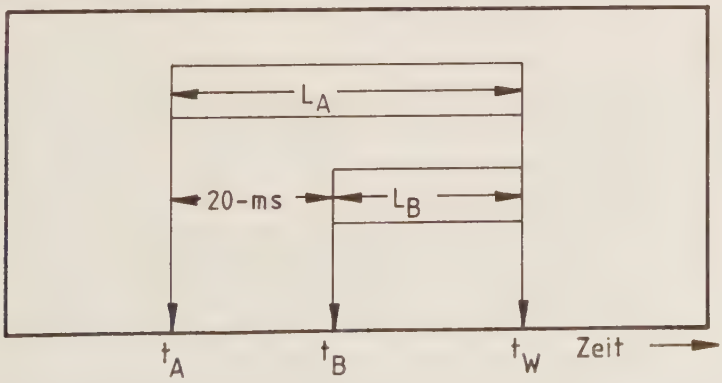


Abb. 3. L_A und L_B sind die Verarbeitungszeiten der Reize A und B. Die Wahrnehmung beider Reize erfolge zum Zeitpunkt t_W.

[1] Leser, die nur an Modellen zum Reihenfolgeurteil interessiert sind, können daher dieses Kapitel überspringen.

Stellen wir uns vor, die gleiche Versuchsperson soll in einer neuen Versuchsbedingung die Reihenfolge der Reize A (gleicher Reiz wie vorher) und C (z.B. ein Knackton mit größerer Reizintensität als der vorherige) beurteilen. In diesem Fall stellt man typischerweise fest, daß Reiz A sogar noch länger vor Reiz C dargeboten werden muß, damit beide Reize als gleichzeitig beurteilt werden; in unserem Beispiel 30-ms (vgl. Abb. 4).

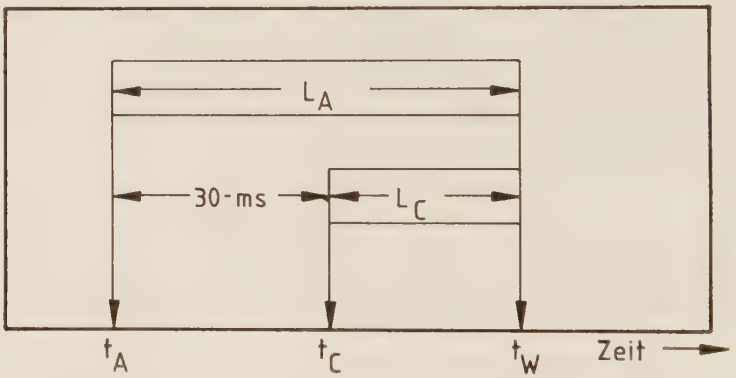


Abb. 4. Aufgabe 2; L_A und L_C sind die Reizverarbeitungszeiten der Reize A und C.

Interpretiert wird die erforderliche Verlängerung des Zeitintervalls zwischen Reiz A und C so, daß die Reizverarbeitungszeit L_C um 10-ms kürzer ist als die Reizverarbeitungszeit L_A.

Der hier skizzierte Versuchsplan und die damit verbundene Interpretation ist charakteristisch für viele Untersuchungen, die Reihenfolgeurteile benutzen, um Aufschlüsse über Reizverarbeitungszeiten zu gewinnen.

Beispielsweise konnten Didner und Sperling (1980) in ihrer Untersuchung zum Metakontrast mit Hilfe dieses Versuchsplans feststellen, daß ein später dargebotener visueller Reiz A die Reizverarbeitungszeit eines kurz zuvor dargebotenen,

räumlich verschiedenen Reizes B, verzögern kann (vgl. Abb.5).

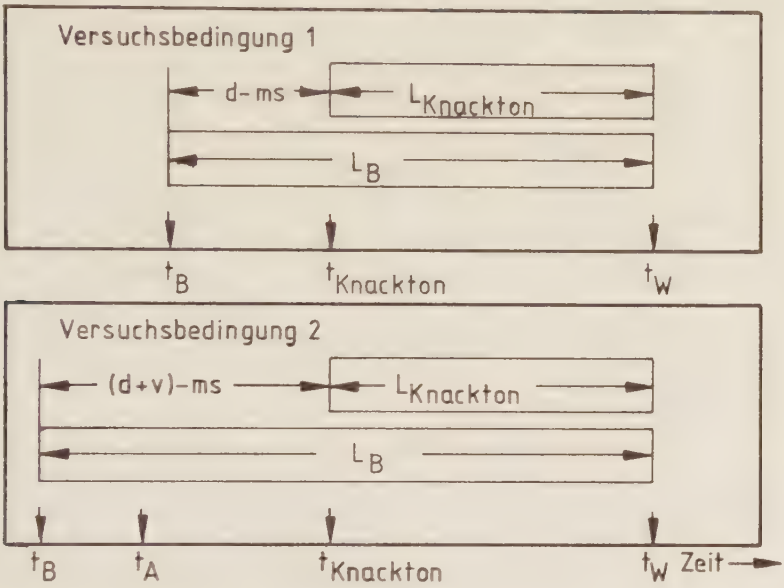


Abb. 5. Darstellung des Metakontrastphänomens. Reiz A ist der Maskierungsreiz.

In der Versuchsbedingung 1 soll die Versuchsperson die Reihenfolge des Reizes B und eines Knacktons (eines etwa 10-ms andauernden akustischen Reizes) beurteilen. Der Versuchsleiter stellt dann fest, daß Reiz B genau d-ms vor dem Knackton dargeboten werden muß, damit die Versuchsperson Reiz B und den Knackton als gleichzeitig beginnend beurteilt.

In Versuchsbedingung 2 wird in räumlicher Nähe zu Reiz B ein zweiter Reiz A, der zeitlich dicht auf Reiz B folgt, zusätzlich dargeboten, und die Versuchsperson soll wieder die Reihenfolge des Reizes B und des Knacktons beurteilen. Reiz B muß in diesem Fall genau (v+d)-ms, (v>o), dargeboten werden, damit die Versuchsperson beide Reize als gleichzeitig beginnend beurteilt.

Hätte man an Stelle des Reihenfolgeurteils nur einfache Reaktionszeiten erhoben (Fehrer & Biederman, 1962; Fehrer & Raab, 1962), so hätte sich die Beeinträchtigung der Reaktionszeit auf Reiz B durch den zweiten dargebotenen Reiz A nicht aufdecken lassen. Dies ist sicherlich ein aufschlußreiches Ergebnis für die Formulierung und Beurteilung der Metakontrasttheorien.

Auch Roufs (1963, 1974) benutzte Reihenfolgeurteile, um Reizverarbeitungszeiten in Abhängigkeit von der Reizintensität zu untersuchen. Er stellte in Obereinstimmung mit Reaktionszeitmessungen, eine Abnahme der Reizverarbeitungszeit mit zunehmender Reizintensität fest.

Auch in der Linguistik finden Reihenfolgeurteile Anwendung (Fodor & Bever, 1965; Bever et al., 1969; Reber & Anderson, 1970; Lehistle, 1972). Mit ihrer Hilfe sollen im Rahmen des sogenannten Lokalisationsparadigmas mögliche Einheiten der Sprachwahrnehmung entdeckt werden. Bei dieser Methode wird einer Versuchsperson ein Satz vorgespielt und an einer vorher unbekannten Stelle dieses Satzes ein akustisches Signal dargeboten. Die Versuchsperson muß dabei entscheiden, an welcher Satzstelle das akustische Signal dargeboten wurde. Systematische Zeitverschiebungen werden hier als Evidenz für bestimmte elementare Satzeinheiten interpretiert.

Ein weiterer Bereich, in dem Reihenfolgeurteile angewendet werden, ist die klinische Forschung. Hier ist man beispielsweise interessiert, mit welchen kortikalen Funktionen Reihenfolgeurteile zusammenhängen. Pionierarbeiten auf diesem Gebiet führte Efron (1963a, 1963b) durch, der einen Zusammenhang zwischen Reihenfolgediskrimination und verbalen Fähigkeiten nachwies. Bond (1976) folgerte daraus, daß Reihenfolgediskrimination und Sprachverarbeitung zwei Funktionen des gleichen Systems sind.

1.3 Experimentelles Paradigma des Reihenfolgeurteils

In diesem Kapitel wird das grundlegende experimentelle Paradigma des Reihenfolgeurteils beschrieben und die Darstellung der Daten mithilfe einer Psychometrischen Funktion erläutert.

In jedem Durchgang eines solchen Experiments zum Reihenfolgeurteil muß die Versuchsperson die zeitliche Reihenfolge zweier Reize S_x und S_y beurteilen (eine Reizdarbietung und ein Urteil pro Durchgang). S_x bzw. S_y können Lichtblitze, Knacktöne, Reizanfänge oder Reizenden länger andauernder Töne etc. sein. Dabei müssen S_x und S_y nicht die gleiche physikalische Modalität aufweisen. So kann z.B. S_x ein Knackton und S_y ein Lichtblitz sein.

Die Darbietungszeiten der Reize S_x und S_y seien t_x und t_y. Von Durchgang zu Durchgang des Experiments variiert der Versuchsleiter die Zeitdifferenz $d=t_x-t_y$. Diese Zeitdifferenz d kann dabei positiv, negativ oder null sein. Ist die Zeitdifferenz positiv, so wird S_x d-ms nach S_y dargeboten (vgl. Abb. 6a).

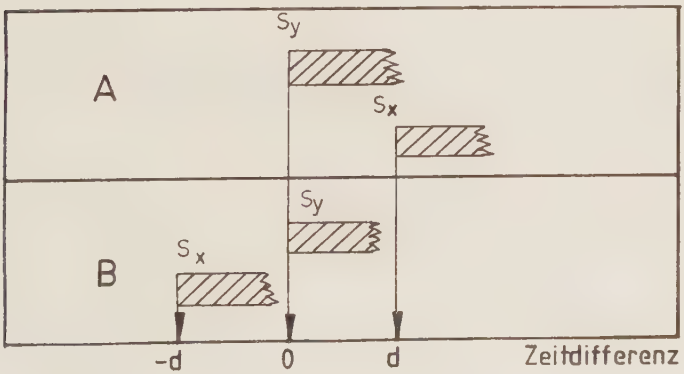


Abb. 6. Positive (a) und negative (b) Zeitdifferenz.

Ist die Zeitdifferenz negativ, so wird S_y d-ms nach S_x dargeboten (vgl. Abb. 6b). Die unabhängige Variable ist daher die Menge $D = \{d_i | d_i \varepsilon R, i=1,...,n\}$ der verschiedenen Zeitdifferenzen d_i, die in einem solchen Experiment variiert werden. Die verschiedenen Zeitdifferenzen liegen in vielen Experimenten zwischen -100-ms und 100-ms. Nach jedem Durchgang muß die Versuchsperson mit einer der beiden Antwortalternativen XY oder YX antworten. Dabei bedeutet die Antwort XY, es wurde zuerst S_x und dann S_y dargeboten. (Diese beiden Antwortalternativen werden traditionellerweise vorgegeben. In Kapitel 4.0 diskutieren wir den Fall für mehrere Antwortalternativen und die daraus resultierenden Implikationen für die Modelle über das Reihenfolgeurteil).

Nachdem jede Zeitdifferenz $d_i \varepsilon D$ genügend oft (ca. 100 mal) zur Beurteilung dargeboten wurde, bestimmt man die relative Antworthäufigkeit[2] $\hat{P}(YX|D=d_i)$ und erhält somit die Schätzung der Wahrscheinlichkeit $P(YX|D=d_i)$. Die Funktion $P(YX|D=d)$ bezeichnet man konventionellerweise als Psychometrische Funktion.

In Abb. 7 sind für fiktive Daten die relativen Häufigkeiten in Abhängigkeit von den entsprechenden Zeitdifferenzen dargestellt: Charakteristisch ist der S-förmige, monoton steigende Punkteverlauf. Die durch die Punkte verlaufende Funktion in Abb. 7 entspricht der Psychometrischen Funktion $P(YX|D=d)$. Zwei Parameter (PSG und DL) dieser Psychometrischen Funktion eignen sich besonders zur Charakterisierung der Ergebnisse.

Der PSG (Punkt subjektiver Gleichzeitigkeit) ist diejenige Zeitdifferenz, bei welcher die Versuchsperson in 50-% aller Fälle mit YX antwortet - formal gilt daher: $P(YX|D=PSG)=1/2$.

---

[2] $\hat{P}(YX|D=d_i) := \frac{\text{Anzahl der Antworten YX bei Zeitdifferenz } d_i}{\text{Darbietungshäufigkeit der Zeitdifferenz } d_i}$

Der PSG gibt Aufschluß über die Lokalisation der Psychometrischen Funktion auf dem Kontinuum der Zeitdifferenzen d und er muß nicht notwendigerweise mit d=o zusammenfallen

Die Unterschiedsschwelle (ältere Bezeichnung: Differenz Limen) DL charakterisiert den Anstieg der Psychometrischen Funktion und gilt als Index für die Diskriminationsleistung. Konventionellerweise definiert man die Unterschiedsschwelle als mittleren Quartilabstand der Psychometrischen Funktion.

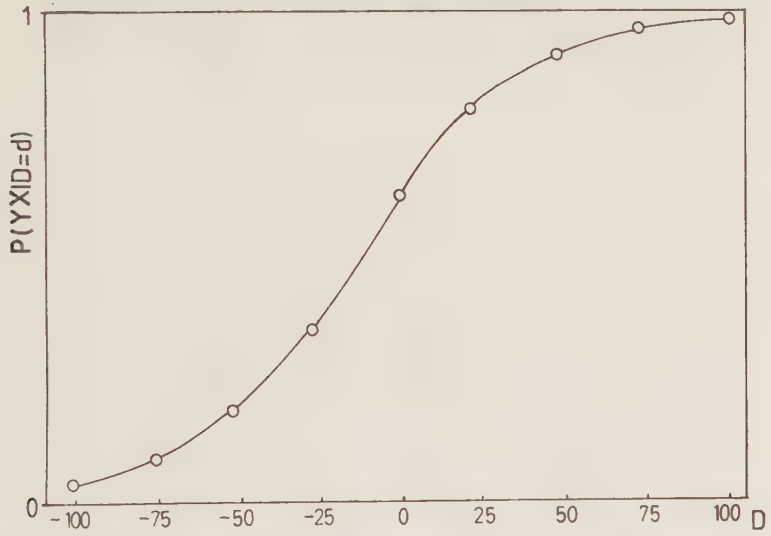


Abb. 7. Relative Antworthäufigkeiten $\hat{P}(YX|d)$ in Abhängigkeit der Zeitdifferenz d_i. Die durchgezogene Kurve entspricht der Psychometrischen Funktion $P(YX|D=d)$.

In Abb. 8 sind die beiden Parameter PSG und DL anhand einer Psychometrischen Funktion verdeutlicht. Wie man aus dieser Abbildung entnehmen kann, bedeutet ein kleines DL, daß die Psychometrische Funktion im Bereich des PSG's schnell ansteigt; dies wiederum bedeutet eine gute Diskriminationsleistung, da schon kleine Veränderungen der Zeitdifferenz d in diesem Bereich von der Versuchsperson unterschieden werden.

Die Schätzung der Parameter PSG und DL soll nicht näher dargestellt werden. Eine ausführliche Darstellung dieses Problems findet man beispielsweise bei Woodworth und Schloßberg (1971), Maximumlikelihood-Schätzverfahren bei Finney (1952) und bei Bush (1963) und adaptive Schätzmethoden bei Kappauf (1967a,b) und Whetherill (1963).

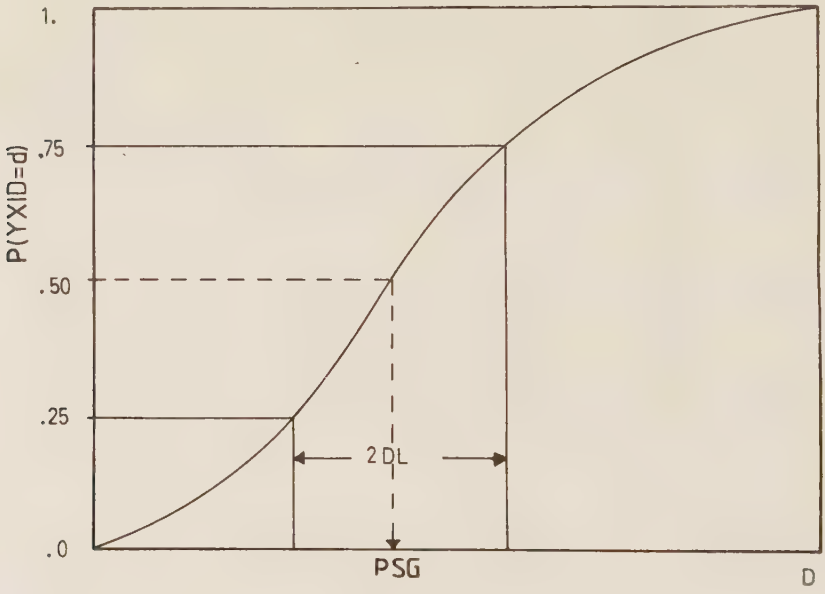


Abb.8 Darstellung der Unterschiedsschwelle DL und des PSG anhand einer Psychometrischen Funktion P(YX|D=d).

2.0 Zusammenfassung des zweiten Kapitels

2.1 Der zentrale Zeitmechanismus:

Es wird die Grundidee über die mentalen Prozesse, die dem Reihenfolgeurteil unterliegen dargestellt. Die aufeinanderfolgende Reizung erzeugt entsprechende neuronale Signale, die in unabhängigen sensorischen Kanälen zu einem zentralen Punkt - dem zentralen Zeitmechanismus - geleitet werden. Die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale am zentralen Zeitmechanismus ist die Entscheidungsgrundlage für das Reihenfolgeurteil. Verschiedene Untersuchungen belegen die Existenz des zentralen Zeitmechanismus in der dominanten Gehirnhälfte.

2.1 Der zentrale Zeitmechanismus

Alle Modelle zum Reihenfolgeurteil lassen sich durch eine gemeinsame Grundidee charakterisieren: Reiz S_x und S_y erregen periphere Rezeptoren. Die dabei entstehenden neuronalen Signale x und y werden in unabhängigen Kanälen k_x und k_y zu einem zentralen Punkt - dem zentralen Zeitmechanismus - geleitet. Dabei verstreichen die Laufzeiten[3] L_x und L_y, bis die entsprechenden neuronalen Signale den zentralen Zeitmechanismus erreicht haben. Die Reihenfolge, in der die neuronalen Signale ankommen, ist von Bedeutung, um die tatsächliche Reihenfolge der Reize S_x und S_y beurteilen zu können. Wie jedoch der zentrale Zeitmechanismus diese Ankunftsreihenfolge auswertet, ist noch umstritten. Bislang vorliegende Deutungen werden in den anschließenden Kapiteln ausführlich dargestellt.

---

[3] In der Literatur wird im Zusammenhang mit L von "Reizverarbeitungszeiten" anstatt von Laufzeiten gesprochen (vgl. Kapitel 1.2). Da die Ankunft eines neuronalen Signals am zentralen Zeitmechanismus nicht unbedingt mit der Verarbeitung des Reizes gleichzusetzen ist, ist der Begriff Reizverarbeitungszeit eher irreführend.

Alle Modelle über die mentalen Prozesse, die dem Reihenfolgeurteil unterliegen, gehen von der Annahme aus, daß ein solcher zentraler Zeitmechanismus existiert. Daß diese Annahme nicht unbegründet ist, belegen eine Reihe von Untersuchungen.

So stellten etwa Hirsh und Sherrick (1961) in ihrer Untersuchung zur Reihenfolgediskrimination fest, daß die Diskriminationsleistung weitgehend unabhängig von den jeweiligen Reizmodalitäten sind. Ganz gleich, ob S_x und S_y verschiedene oder gleiche Modalität (taktil, visuell oder akustisch) besaßen, ergab die Schätzung der Unterschiedsschwelle immer in etwa einen Wert von DL≈18-ms. Diese Invarianz von DL führen Hirsh und Sherrick auf die Existenz eines zentralen Zeitmechanismus zurück, dessen Auflösungsvermögen begrenzt ist. Andere Arbeiten hingegen (Rutschman, 1973; Walsh, 1973; Zacks, 1972; Levick, 1972) zeigen, daß die Diskriminationsleistung durch Reizparameter beeinflußbar ist, so daß das Konzept einer invarianten Schwelle fragwürdig erscheint, was jedoch nicht gegen die Existenz eines zentralen Zeitmechanismus sprechen muß. Eine periphere Beeinflussung der Reihenfolgeurteile ist jedoch wahrscheinlich und sollte in der Modellbildung berücksichtigt werden.

Hinweise auf eine mögliche Lokalisation des zentralen Zeitmechanismus in der dominanten Gehirnhälfte enthält die Arbeit von Efron (1963a). In seinem Experiment sollten rechtshändige Versuchspersonen die Reihenfolge eines taktilen und eines visuellen Reizes beurteilen. Je nach Bedingung wurde der visuelle Reiz entweder in die dominante (A) oder in die nichtdominante (B) Gehirnhälfte projiziert (vgl. Abb. 9).

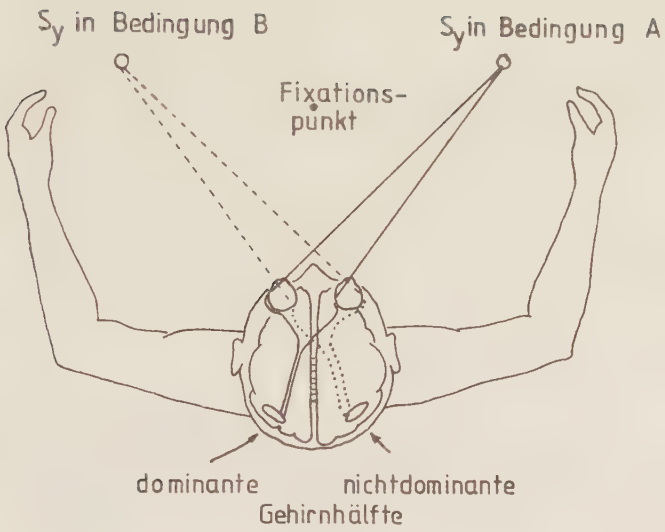


Abb. 9. Laufzeitunterschiede bei unterschiedlicher Reizstimulation A und B. Projektion von S_y in die dominante (A) und in die nichtdominante Gehirnhälfte (B).

Dabei stellte Efron fest, daß in Bedingung B der visuelle Reiz um etwa 6-ms früher dargeboten werden muß als in der Bedingung A, damit die Versuchspersonen den taktilen und den visuellen Reiz als gleichzeitig beurteilen. Dieser Unterschied von 6-ms liegt durchaus im Rahmen der Transmissionszeiten zwischen den Gehirnhälften, wenn man davon ausgeht, daß das sensorische Signal in die dominante Gehirnhälfte zum zentralen Zeitmechanismus weitergeleitet werden muß.

Werden Patienten mit unilateralen Hirnverletzungen miteinander verglichen, so stellt man in der Regel bei Patienten mit linkshemispherischer - im Gegensatz zu solchen mit

rechtshemispherischer - Läsion eine verminderte zeitliche Diskrimination fest (Efron, 1963c; Goldmann et al., 1968; Carmon & Naschshorn, 1971; Carmon, 1971). Diese klinischen Befunde sprechen ebenfalls für die Existenz eines zentralen Zeitmechanismus, der in der dominanten Gehirnhälfte lokalisiert ist.

3.0 Zusammenfassung des dritten Kapitels

3.1 Modelle über das Reihenfolgeurteil:

Es werden in diesem Kapitel vier verschiedene Modelle vorgestellt. Die Modelle unterscheiden sich hinsichtlich der Annahmen über die Funktionsweise des zentralen Zeitmechanismus, d.h., wie registriert der zentrale Zeitmechanismus die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale?

3.1.1. Das Laufzeitmodell:

Es wird angenommen, daß der zentrale Zeitmechanismus ein perfektes Auflösevermögen besitzt und daher die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale immer eindeutig registriert. Da die Laufzeiten (Zeit von Reizungsbeginn bis zur Ankunft des entsprechenden neuronalen Signals am zentralen Zeitmechanismus) Zufallsvariablen sind, resultieren unterschiedliche Ankunftsreihenfolgen bei gleicher Zeitdifferenz d.

3.1.2. Das Aufmerksamkeitswechselmodell:

Die zentrale Annahme beim Aufmerksamkeitswechselmodell ist, daß zu einem gegebenen Zeitpunkt die Aufmerksamkeit nur auf einen sensorischen Kanal gelenkt sein kann. Den Aufmerksamkeitswechsel diktiert ein autonomer Taktgeber. Dieser Aufmerksamkeitswechsel bedingt ein verringertes Auflösevermögen der Ankunftsreihenfolge, d.h. es kann der Fall eintreten, daß die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale nicht eindeutig registriert werden kann.

3.1.3. Das Totzeitmodell:

Der zentrale Zeitmechanismus kann die Ankunftsreihenfolge nur dann eindeutig registrieren, wenn zwischen der Ankunft des ersten und zweiten neuronalen Signals eine gewisse Zeit - die Totzeit - verstrichen ist.

3.1.4. Momentmodell:

Die erlebte Zeit ist nicht kontinuierlich, sondern läuft diskret ab. Die kleinste Zeiteinheit ist das Moment. Eine Ankunftsreihenfolge kann nicht eindeutig registriert werden, wenn die neuronalen Signale innerhalb des gleichen Moments am zentralen Zeitmechanismus eintreffen.

Hinweis: Auf die Darstellung der Grundannahmen eines Modells folgt jeweils eine formale Charakterisierung. Hierbei werden beispielsweise die sensorischen Zustandswahrscheinlichkeiten und die Vorhersagen auf die Psychometrische Funktion abgeleitet. Die sensorischen Zustandswahrscheinlichkeiten werden später für die Modellüberprüfung benötigt.

3.2. Das allgemeine Kanalmodell:

Die Modelle zum Reihenfolgeurteil lassen sich alle in ein Grundschema - das allgemeine Kanalmodell - einordnen. Die Implikationen, die daraus für die Modellüberprüfung entstehen, werden diskutiert.

3.1. Modelle über das Reihenfolgeurteil

3.1.1. Das Laufzeitmodell

3.1.1.1. Die Grundannahmen des Laufzeitmodells

Die Popularität des Laufzeitmodells (Allan & Kristofferson, 1974; Kristofferson & Allan, 1973; Baron, 1969, 1971; Gibbon & Rutschmann, 1969; Collyer, 1976; Fraisse, 1978) rührt aus der "Handlichkeit" und Anschaulichkeit, mit der hier das Postulat eines zentralen Zeitmechanismus konkretisiert ist. Entsprechend lassen sich leicht Beziehungen zwischen Reihenfolgeurteilen, Reaktionszeiten (Rutschmann, 1969, 1973; Gibbon & Rutschmann, 1969; Fraisse, 1978) und physiologischen Prozessen (Zacks, 1973) herstellen.

Das Laufzeitmodell ist durch zwei Grundannahmen charakterisiert (vgl. Abb. 10):

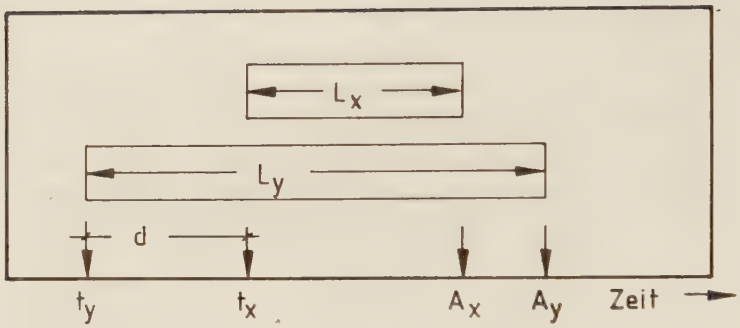


Abb. 10 Laufzeitmodell. Die Reize S_y und S_x werden zum Zeitpunkt t_y und $t_x=t_y+d$ dargeboten. Die entsprechenden neuronalen Signale x und y benötigen die Laufzeiten L_x und L_y, bis sie am zentralen Zeitmechanismus ankommen. Ihre Ankunftszeiten sind A_x und A_y.

A_1: Die neuronalen Signale x und y der Reize S_x und S_y werden in unabhängigen Kanälen k_x und k_y zum zentralen Zeitmechanismus geleitet. Die Laufzeiten L_x und L_y dieser neuronalen Signale sind Zufallsvariablen mit den Dichten $f_x(t)$ und $f_y(t)$.

A_2: Es sei $A_y:=L_y+t_y$ die Ankunftszeit des neuronalen Signals y am zentralen Zeitmechanismus. Entsprechend sei $A_x:=L_x+t_x=L_x+t_y+d$ die Ankunftszeit des sensorischen Signals x am zentralen Zeitmechanismus.
Es wird angenommen, daß der zentrale Zeitmechanismus ein perfektes Auflösevermögen besitzt und dadurch die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale immer eindeutig registriert. Gilt daher $A_x>A_y$, so ist die Ankunftsreihenfolge yx, und aufgrund des perfekten Auflösevermögens des zentralen Zeitmechanismus gibt die Versuchsperson die Antwort YX. Gilt hingegen $A_y>A_x$, so wird die Antwort XY abgegeben[4].

[4] Der Fall $A_x=A_y$ ist nicht von Bedeutung, da für kontinuierliche Laufzeiten $P(A_x=A_y)=0$ gilt.

Die Diskriminationsleistung ist nach dem Laufzeitmodell direkt von der Variabilität der Laufzeiten L_x und L_y abhängig. Mit Zunahme der Laufzeitvarianzen $VAR(L_x)$ und $VAR(L_y)$ verringert sich dabei die Wahrscheinlichkeit, daß das entsprechende neuronale Signal des zuerst dargebotenen Reizes auch zuerst am zentralen Zeitmechanismus ankommt.

3.1.1.2. Formale Charakterisierung des Laufzeitmodells

In diesem Abschnitt werden die Beziehungen zwischen der Psychometrischen Funktion $P(XY|D=d)$ einerseits und den nicht direkt beobachtbaren Laufzeiten L_x und L_y hergestellt. Diese Beziehung ist wichtig, wenn man bestimmte Annahmen über L_x und L_y überprüfen will.

Für eine beliebige Zeitdifferenz $d \in D$ muß nach den obigen Annahmen gelten:

$$\begin{aligned} P(YX|D=d) &= P(A_x > A_y | D=d) \\ &= P(A_x - A_y > 0 | D=d) \\ &= P(L_x + t_y + d > L_y + t_y) \\ &= P(L_y - L_x < d) \\ &= F_W(d) \end{aligned} \qquad (1)$$

//// Damit entspricht die Psychometrische Funktion $P(XY|D=d)$ der Verteilungsfunktion $F_W(d)$ des Laufzeitsunterschieds $W := L_y - L_x$. Obwohl der Laufzeitunterschied nicht direkt beobachtbar ist, kann man (unter Modellgültigkeit) ihre Verteilungsform mit Hilfe der Psychometrischen Funktion empirisch ermitteln.

Aus Gl(1) sind weitere interessante Deduktionen in Bezug auf die Laufzeiten möglich. So entspricht der PSG dem Median des Laufzeitunterschieds W. Die Größe des PSG gibt daher Aufschluß über die Laufzeitunterschiede der neuronalen Signale am zentralen Zeitmechanismus. Ist beispielsweise der PSG negativ, so ist dies als Index dafür zu werten, daß das neuronale Signal y schneller den zentralen Zeitmechanismus erreicht, als das neuronale Signal x.

Nimmt die Laufzeitvarianz zu, so müßte sich dies in einem

flacheren Verlauf der Psychometrischen Funktion niederschlagen. Zacks (1973) untersuchte die Unterschiedsschwellen DL bei verschiedenen Reizintensitäten und stellte eine Zunahme dieser Schwellen bei schwachen Lichtintensitäten fest. Dieses steht demnach im Einklang mit dem Laufzeitmodell, da die Varianzen der Laufzeiten mit abnehmender Reizintensität ebenfalls zunehmen (Levick & Zacks, 1970; Levick 1973; Barlow, Levick & Yoon, 1971).

Um die Psychometrische Funktion vorherzusagen, benutzten Gibbon und Rutschmann (1969) die empirische Reaktionszeitverteilungen auf die Reize S_x und S_y von Einfachreaktionen. Die vorhergesagte - und beobachtete Psychometrische Funktion stimmte im Kurvenverlauf recht gut überein, was die Autoren darauf zurückführten, daß die Reaktionszeitverteilungen mit den Ankunftsverteilungen bis auf eine additive Konstante (motorische Ausführungszeit) übereinstimmt und ebenfalls das Laufzeitmodell bestätigt.

3.1.2. Das Aufmerksamkeitswechselmodel

3.1.2.1.Grundannahmen des Aufmerksamkeitswechselmodells

Im Unterschied zum Laufzeitmodell gehen Kristofferson (1967a, 1967b, 1970), Allan & Kristofferson (1974) und Allan (1975) in ihrer Aufmerksamkeitswechsel-Theorie von einem nur unvollständigen zeitlichen Auflösevermögen des zentralen Zeitmechanismus aus. Danach kann die Aufmerksamkeit zu einem gegebenen Zeitpunkt nur auf einen sensorischen Kanal (k_x oder k_y) gelenkt werden. Damit die neuronalen Signale x und y registriert werden können, muß die Aufmerksamkeit ständig gewechselt werden: k_x, k_y, k_x usw. Diesen Aufmerksamkeitswechsel diktiert ein autonomer Taktgeber, unabhängig davon, ob ein neuronales Signal in einem

bestimmten Kanal schon registriert wurde oder nicht.

Damit beispielsweise die Ankunftsreihenfolge xy der neuronalen Signale x und y eindeutig festgestellt werden kann, muß zunächst die Ankunft des neuronalen Signals in k_x registriert werden. Das neuronale Signal y darf erst am zentralen Zeitmechanismus ankommen, nachdem die Aufmerksamkeit auf Kanal k_y gelenkt worden ist.

Trifft das neuronale Signal y noch vor dem nächsten Aufmerksamkeitswechsel zu Kanal k_y ein, so kann die Ankunftsreihenfolge xy nicht entdeckt werden, da nach dem Aufmerksamkeitswechsel auf k_y nur festgestellt werden kann, daß auch das neuronale Signal y schon eingetroffen ist. Es ist jedoch nicht entscheidbar, ob die Ankunftsreihenfolge xy oder yx vorlag.

Das Aufmerksamkeitswechselmodell für Reihenfolgeurteile ist besonders interessant, da es mit gängigen Aufmerksamkeitsmodellen (Broadbent, 1958; Treisman, 1964a, 1964b; Moray, 1970) übereinstimmt. Problematisch sind jedoch die Zusatzannahmen des Aufmerksamkeitswechselmodells, wie beispielsweise konstante Laufzeiten und konstante Verweildauern. In einer Neuformulierung des Aufmerksamkeitswechselmodells sollen diese Probleme aufgehoben werden:

Das revidierte Aufmerksamkeitswechselmodell (vgl. Abb. 11) ist durch die folgenden vier Grundannahmen charakterisiert:

A_1: Zu einem bestimmten Zeitpunkt t kann die Aufmerksamkeit nur auf Kanal k_x oder k_y gelenkt sein. Ein Wechsel der Aufmerksamkeit ist nur zu bestimmten Zeitpunkten T_i,(i=1,2,...), möglich.

A_2: Ein autonomer Taktgeber diktiert den Aufmerksamkeitswechsel. Die Verweildauern X_j und Y_j,(j=1,2,...) der Aufmerksamkeit bezüglich Kanal k_x und k_y sind unabhängige und stationäre Zufallsvariablen. Die Verweildauern sind exponentialverteilt (vgl. Anhang I): $X_j \sim EXP(\lambda_x)$, $Y_j \sim EXP(\lambda_x)$.

A_3: Ein neuronales Signal x oder y wird frühestens registriert, wenn während seiner Ankunft die Aufmerksamkeit auf den entsprechenden Kanal gelenkt ist. Spätestens wird es registriert, nachdem die Aufmerksamkeit auf den entsprechenden Kanal gelenkt worden ist. Dies impliziert, daß die Ankunft eines neuronalen Signals solange gespeichert wird, bis der entsprechende Kanal abgefragt wird.

A_4: Die Laufzeiten L_x und L_y sind gammaverteilte Zufallsvariablen[5] (vgl. Anhang II):
$L_y \sim GAM(a,n)$, $L_x \sim GAM(b,m)$.

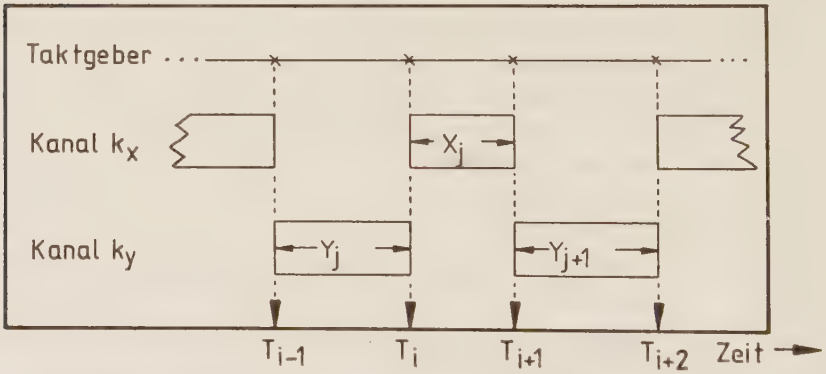


Abb. 11. Das Aufmerksamkeitswechselmodell. Die Aufmerksamkeit wechselt ständig zwischen Kanal k_x und k_y hin und her. Den Aufmerksamkeitswechsel diktiert ein autonomer Taktgeber. X und Y sind die Verweildauern der Aufmerksamkeit auf Kanal k_x und k_y.

---

[5] Die Annahme der Gammaverteilung ist hier durch drei Sachverhalte motiviert: Erstens, Flexibilität dieser Verteilung, zweitens ist die Deduktion der Dichte $f_W(t)$,$(W:=L_y-L_x)$, als endliche Reihe möglich, die wir zur Überprüfung des Totzeitmodells benötigen. Und drittens, die empirische Angemessenheit der Gammaverteilung konnte in diesem Zusammenhang durch verschiedene Untersuchungen (Kohfeld, Santee & Wallace, 1981; Meijers, 1977) bestätigt werden.

Damit deutlich wird, wann eine bestimmte Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale vom zentralen Zeitmechanismus eindeutig entdeckt werden kann und wann nicht, ist eine genauere Analyse des Prozessablaufs beim Aufmerksamkeitswechselmodell notwendig, die letztlich zur Erstellung eines Ereignisbaums führt. Zuvor sollen jedoch die Bedingungen, unter welchen die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale eindeutig entdeckt werden kann, allgemein charakterisiert werden.

Damit beispielsweise eine Ankunftsreihenfolge yx der neuronalen Signale am zentralen Zeitmechanismus eindeutig entdeckt werden kann, muß zuerst y in Kanal k_y registriert werden (vgl. Abb. 12). Dabei ist es gleichgültig, ob y ankommt, während die Aufmerksamkeit auf k_x (wie in Abb. 12) oder auf k_y gelenkt ist. Die Ankunftsreihenfolge yx wird auf jeden Fall eindeutig entdeckt, wenn x nach der Registration von y am zentralen Zeitmechanismus eintrifft. Trifft jedoch x während oder vor der Registration ein, so kann die Ankunftsreihenfolge nicht eindeutig bestimmt werden - es resultiert der sensorische Zustand "g". Im sensorischen Zustand "g" erscheinen der Versuchsperson beide Reize als gleichzeitig, dennoch muß sie die Antwort XY oder YX abgeben. Generell ist also festzuhalten: die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale ist eindeutig feststellbar, wenn das zweite neuronale Signal nach der Registration des ersten neuronalen Signals eintrifft.

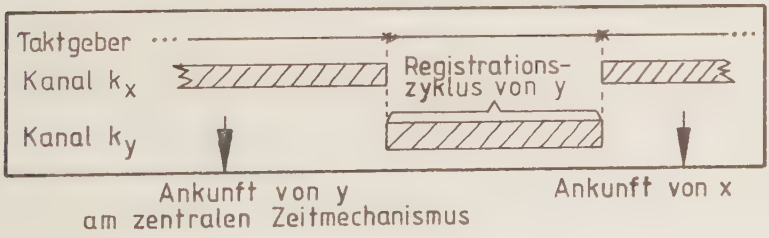


Abb. 12. Veranschaulichung des Registrationszyklus.

Trifft das zweite neuronale Signal während der Registration des ersten neuronalen Signals oder früher ein, so resultiert der sensorische Zustand "g".

Um die Wahrscheinlichkeit P(XY|D=d) berechnen zu können, müssen alle überhaupt möglichen Ereignissequenzen dahingehend untersucht werden, ob eine eindeutige Registration möglich ist oder nicht. Hierfür sind Ereignisbäume, wie der in Abb. 13, nützlich. Die Ereignissequenzen auf der rechten Seite des Ereignisbaumes entsprechen den möglichen Ausgängen, bei denen entweder eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge oder der sensorische Zustand "g" resultiert.

Die Struktur des Ereignisbaumes sei an zwei Beispielen illustriert. Die Ereignissequenz $...k_x x k_y...$ führt zu einer eindeutigen Registration der Ankunftsreihenfolge xy, denn: das erste neuronale Signal x trifft ein, während die Aufmerksamkeit auf k_x gelenkt ist; x wird daher sofort registriert. Bevor das zweite neuronale Signal y eintrifft, wird die Aufmerksamkeit auf k_y gelenkt. Damit ist die Grundlage für eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge xy erfüllt. Es resultiert der sensorische Zustand "xy" und die Versuchsperson wird die Antwort xy abgeben. Die Ereignissequenz $...k_x xy...$ führt hingegen zum sensorischen Zustand "g", da y während der Registration von x eintrifft.

Ein zweites Beispiel. Die Ereignissequenz $...k_y x k_x k_y...$ führt zu einer eindeutigen Registration der Ankunftsreihenfolge xy: x trifft ein, während die Aufmerksamkeit auf k_y gerichtet ist. Zum nächstmöglichen Zeitpunkt wird die Aufmerksamkeit auf Kanal k_x gelenkt und dabei die Ankunft des neuronalen Signals x registriert. Anschließend erfolgt ein Aufmerksamkeitswechsel auf Kanal k_y, ohne daß bis zu diesem Zeitpunkt das noch ausstehende neuronale Signal y am zentralen Zeitmechanismus eingetroffen ist; damit ist wiederum die Voraussetzung für

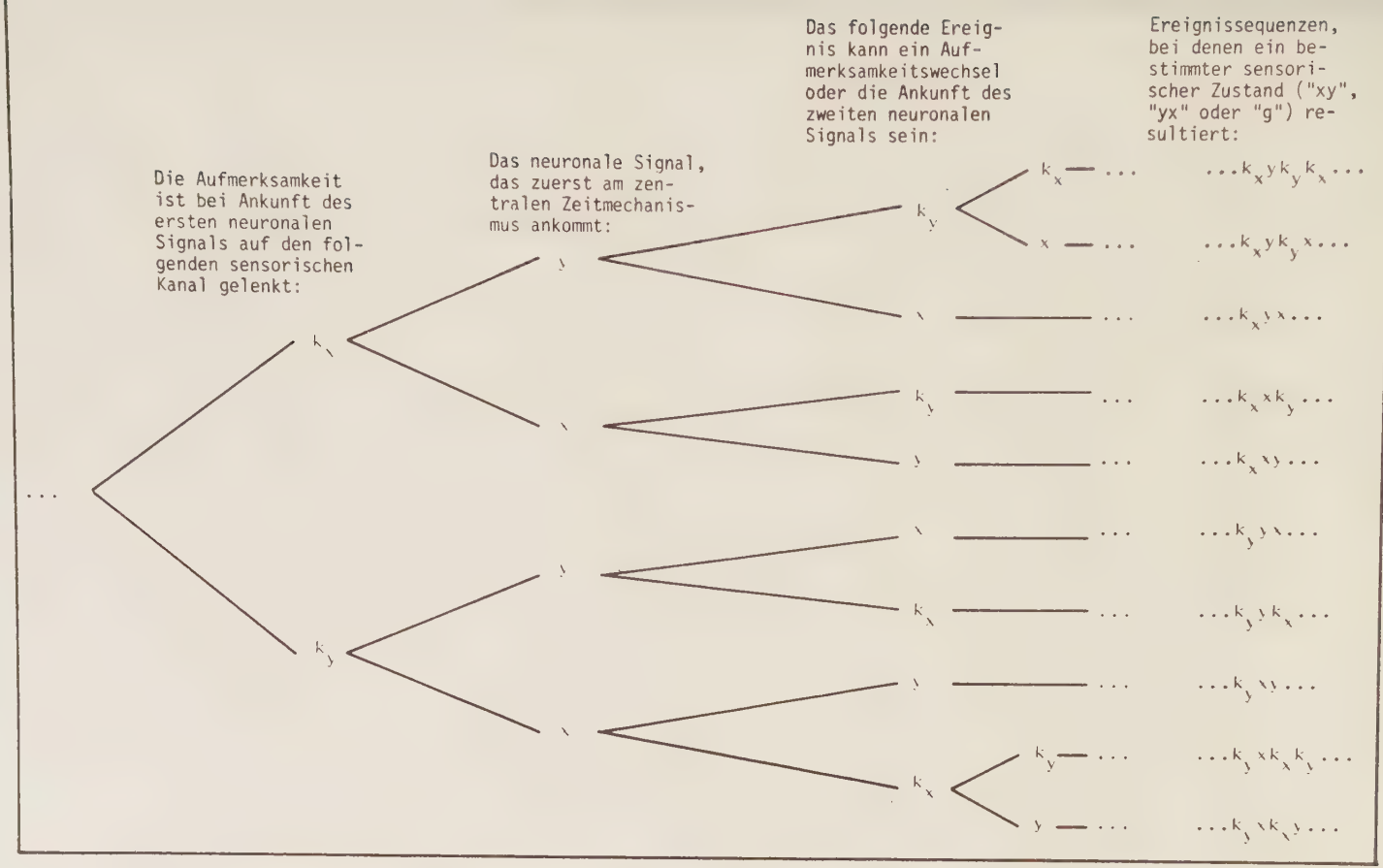


Abb. 13 Ereignisbaum. Mögliche Ereignissequenzen, die einen bestimmten sensorischen Zustand induzieren.

eine eindeutige Registration erfüllt, und es resultiert der sensorische Zustand "xy". Würde hingegen y während der Registration von x eintreffen, wie es bei der ähnlichen Ereignissequenz $...k_y x k_x y...$ der Fall ist, so resultierte der Zustand "g".

Der Tabelle 1 sind die zehn relevanten Ereignissequenzen zu entnehmen, bei welchen einer der drei sensorischen Zustände "xy", "yx" oder "g" resultiert.

Ereignissequenz	resultierender sen. Zustand
$...k_x y k_y k_x...$	"yx"
$...k_x y k_y x...$	"g"
$...k_x y x...$	"g"
$...k_x x k_y...$	"xy"
$...k_x x y...$	"g"
$...k_y y x...$	"g"
$...k_y y k_x...$	"yx"
$...k_y x y...$	"g"
$...k_y x k_x k_y...$	"xy"
$...k_y x k_x y...$	"g"

Tabelle 1. Alle relevanten Ereignissequenzen und die korrespondierenden sensorischen Zustände "g", "yx", und "xy".

3.1.2.2. Formale Charakterisierung des Aufmerksamkeitswechselmodells.

Sollen die Vorhersagen (z.B. die Psychometrische Funktion) des Aufmerksamkeitswechselmodells untersucht werden, so müssen zunächst die Zustandswahrscheinlichkeiten P("xy"|D=d), P("yx"|D=d) und P("g"|D=d) der entsprechenden sensorischen Zustände "xy", "yx" und "g" für eine bestimmte Zeitdifferenz $d \varepsilon D$ ermittelt werden. Diese werden in zwei Schritten bestimmt.

(1) Zunächst werden die Wahrscheinlichkeiten P("yx"|U=u), P("xy"|U=u) und P("g"|U=u) für einen bestimmten Ankunftsunterschied $u \varepsilon U$ abgeleitet, wobei $U := A_y - A_x$ ist.

(2) Anschließend werden diese Wahrscheinlichkeiten mit der Dichte $f_W(t|D=d)$ der Ankunftsunterschiede U randomisiert[6]. Damit erhält man die gesuchten Zustandswahrscheinlichkeiten.

Es sei U^- der negative und U^+ der positive Wertebereich des Ankunftsunterschieds U. Für einen negativen Ankunftsunterschied $u \varepsilon U^-$ ist die Ankunftsreihenfolge immer yx, und für einen positiven Ankunftsunterschied $u \varepsilon U^+$ ist die Ankunftsreihenfolge immer xy. Die Wahrscheinlichkeit $P("g"|U^+=u)$ erhält man daher durch Aufsummation derjenigen Ereignissequenzen, die den sensorischen Zustand "g" induzieren, wenn die Ankunftsreihenfolge xy ist (vgl. Tabelle 1):

$$(2a)\quad P("g"|U^+=u) = P(\ldots k_y xy \ldots|U^+=u) + P(\ldots k_y x k_x y \ldots|U^+=u) + P(\ldots k_x xy \ldots|U^+=u).$$

---

[6] Unter Randomisierung (s. Feller,1971, S. 53) ist eine Gewichtung der entsprechenden Wahrscheinlichkeiten mit der Dichtefunktion von U zu verstehen. Z.B. für den sensorischen Zustand "g" gilt:

$$P("g"|D=d) = \int_{u \varepsilon U} P("g"|U=u) f_U(u|D=d)\,du$$

In analoger Weise gilt für den negativen Wertebereich U^- der Ankunftsunterschiede:

$$(2b)\quad P("g"|U^-=u) = P(...k_x yx...|U^-=u) + P(...k_x yk_y x...|U^-=u) + P(...k_y yx...|U^-=u).$$

Die restlichen Wahrscheinlichkeiten lassen sich in Termini von Gl(2) ausdrücken:

$$(3a)\quad P("yx"|U^-=u) = 1-P("g"|U^-=u)$$

$$(3b)\quad P("xy"|U^-=u) = 0$$

und

$$(4a)\quad P("yx"|U^+=u) = 0$$

$$(4b)\quad P("xy"|U^+=u) = 1-P("g"|U^+=u). \qquad ////$$

Der mathematische Aufwand läßt sich weiterhin reduzieren. Gl(2a) und Gl(2b) sind bis auf die Indizes x und y identisch. Es muß nur Gl(2a) abgeleitet werden. Gl(2b) erhält man aus Gl(2a), indem man die Indizes x und y vertauscht. Wir können uns daher auf die Bestimmung der Wahrscheinlichkeit $P(...k_y xy...|U^+=u)$, $P(...k_y xk_x y...|U^+=u)$ und $P(...k_x xy...|U^+=u)$ beschränken. Dazu sind zwei Theoreme[7] der Erneuerungstheorie besonders hilfreich:

THEOREM 1 Die Wahrscheinlichkeit $P(k_x)$, daß zur Ankunft des ersten neuronalen Signals am zentralen Zeitmechanismus die Aufmerksamkeit auf Kanal k_x gelenkt ist, ist:

$$P(k_x) = E(X)/(E(X)+E(Y)).$$

Dabei ist E(X) und E(Y) der Erwartungswert der Verweildauer X und Y. Da diese Verweildauern in unserem Fall exponentialverteilt sind, gilt:

$$P(k_x) = \lambda_y/(\lambda_x+\lambda_y).$$

---

[7] Die Gültigkeit dieser Theoreme setzt voraus, daß sich der Aufmerksamkeitswechsel im Gleichgewichtszustand befindet. (Cox, 1962, S. 84).

Für Theorem 2 benötigen wir zunächst eine Definition der Restverweildauer X^* bzw. Y^* (vgl. Abb. 14): Ist die Aufmerksamkeit auf Kanal k_x gelenkt, dann ist die Restverweildauer X^* (Y^*, wenn die Aufmerksamkeit auf k_y gelenkt ist), diejenige Zeit, die verstreicht, bis die Aufmerksamkeit auf k_y (bzw. k_x) gelenkt wird.

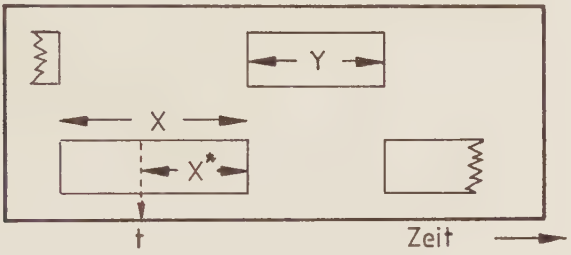


Abb. 14. Veranschaulichung der Restverweildauer X^*.

THEOREM 2 Für die Dichte $f_{X*}(x)$ gilt allgemein:

$$f_{X*}(x) = (1-F_x(x))/E(X),$$

wobei $F_x(x)$ und $E(X)$ die Verteilungsfunktion und der Erwartungswert der Verweildauer X ist. In unserem Fall gilt dann für X^*:

$$f_{X*}(x) = \lambda_x \exp(-\lambda_x x)$$

und analog für Y^*:

$$f_{Y*}(y) = \lambda_y \exp(-\lambda_y y).$$

Mit Hilfe der beiden Theoreme werden die Wahrscheinlichkeiten $P(...k_y xy...|U^+=u)$, $P(...k_y xk_x y...|U^+=u)$ und $P(...k_x xy...|U^+=u)$ bestimmt. Die Ereignissequenzen $...k_y xy...$, $...k_x xy...$ und $...k_y xk_x y...$ lassen sich in Termini der Restverweildauer X^* und Y^* beschreiben (vgl. Abb. 15). Beispielsweise bedeutet $...k_y xy...$, daß die Aufmerksamkeit auf k_y gelenkt ist, wenn x ankommt

und die Restverweildauer Y^* größer als $u \varepsilon U^+$ ist. Deswegen sind die Ereignisse $\{k_y \& Y^* > u\}$ und $\{\ldots k_y x y \ldots\}$ äquivalent. Entsprechend sind die Ereignissequenzen $\ldots k_x x y \ldots$ und $\ldots k_y x k_x y \ldots$ und die Ereignisse $\{k_x \& X^* > u\}$ und $\{k_y \& Y^* < u < Y^* + X\}$ äquivalent. Diese Äquivalenzen nutzen wir zur Herleitung der gesuchten Wahrscheinlichkeiten aus:

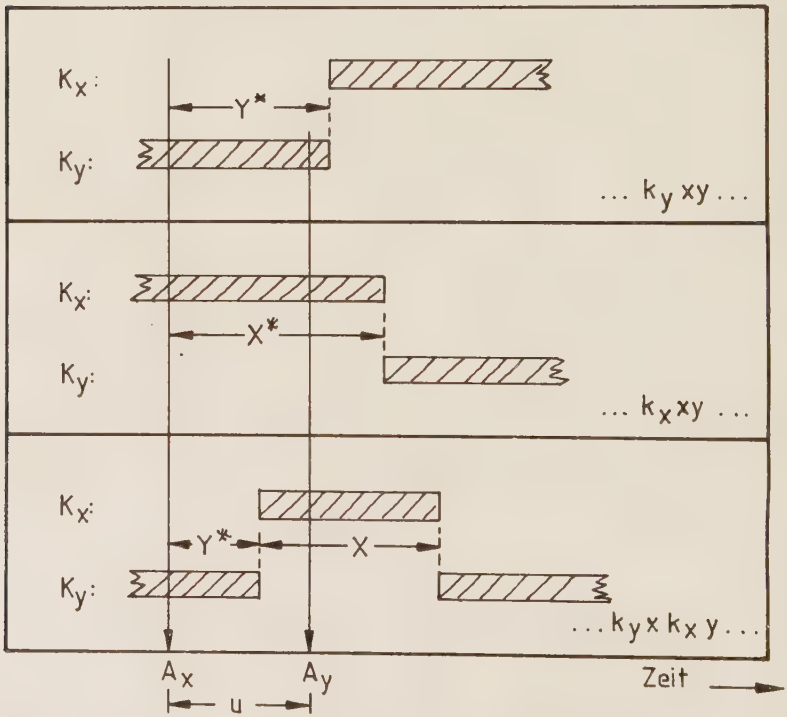


Abb. 15. Veranschaulichungen der Ereignissequenzen $\ldots k_y x y \ldots$ (oberes Rechteck), $\ldots k_x x y \ldots$ (mittleres Rechteck) und $\ldots k_y x k_x y \ldots$ (unteres Rechteck) in Termini der Restverweildauer X^* und Y^* für den Ankunftsunterschied u. A_x und A_y sind die Ankunftszeiten der neuronalen Signale x und y.

$$P(\ldots k_y xy \ldots | U^+=u) = P(k_y \& Y^* > u | U^+=u)$$
$$= P(k_y) P(Y^* > u | U^+=u, k_y).$$

Dabei ist $P(k_y)$ die Wahrscheinlichkeit, daß die Aufmerksamkeit auf k_y bei Ankunft von x gelenkt ist, und $P(Y^* > u | U^+=u, k_y)$ ist die Wahrscheinlichkeit, daß die Restverweildauer Y^* größer als der Ankunftsunterschied u ist. Da die Verweildauern exponentialverteilt sind, gilt:

$$(5a) \quad P(\ldots k_y xy \ldots | U^+=u) = (\lambda_x/(\lambda_x+\lambda_y))\exp(-\lambda_y u). \qquad ////$$

Entsprechend gilt für die Ereignissequenz $\ldots k_x xy \ldots$:

$$P(\ldots k_x xy \ldots | U^+=u) = P(k_x \& X^* > u | U^+=u)$$
$$= P(k_x) P(X^* > u | U^+=u, k_x)$$
$$(5b) \qquad = (\lambda_y/(\lambda_x+\lambda_y))\exp(-\lambda_x u). \qquad ////$$

Zuletzt benötigen wir noch die Wahrscheinlichkeit für die Ereignissequenz $\ldots k_y x k_x y \ldots$:

$$P(\ldots k_y x k_x y \ldots | U^+=u) = P(k_y \& Y^* < u < Y^* + X | U^+=u)$$
$$= P(k_y) P(Y^* < u < Y^* + X | U^+=u, k_y)$$
$$= P(k_y) \int_0^u \int_{u-y}^{\infty} f_{Y^*}(y) f_X(x) \, dx \, dy$$
$$= P(k_y) \int_0^u f_{Y^*}(y)(1-F_X(u-y)) \, dy,$$

dabei ist $f_{Y^*}(y)$ die Dichte der Restverweildauer Y^* und $F_X(x)$ die Verteilungsfunktion der Verweildauer X. Da Y^* und X exponentialverteilt sind, resultiertnach Integration:

$$(5c) \quad P(\ldots k_y x k_x y \ldots | U^+=u) = \begin{cases} \frac{\lambda_x \lambda_y}{\lambda_y^2 - \lambda_x^2} (\exp(-\lambda_x u) - \exp(-\lambda_y u)), \lambda_x \neq \lambda_y \\ \frac{\lambda u}{2} \exp(-\lambda u), \lambda_x = \lambda_y. \end{cases} \qquad ////$$

Aus Gl (2) und Gl (5) ergibt sich für ein beliebiges $u \varepsilon U^+$:

$$(6)\quad P("g"|U^+=u) = \begin{cases} \dfrac{\lambda_x^2 \exp(-\lambda_y u) - \lambda_y^2 \exp(-\lambda_x u)}{\lambda_x^2 - \lambda_y^2}, & \lambda_x \neq \lambda_y \\ (1+\dfrac{\lambda u}{2})\exp(-\lambda u), & \lambda_x = \lambda_y. \end{cases} \quad ////$$

$P("g"|U^-=u)$ bestimmt man aus Gl.(6). Es müssen dazu nur die Indizes x und y in Gl.(7) vertauscht und das Vorzeichen von u umgekehrt werden.

Die Wahrscheinlichkeiten $P("yx"|U=u)$ und $P("xy"|U=u)$ erhält man, indem Gl(6) in Gl(3) und Gl(4) eingesetzt wird. Da jedoch der Ankunftsunterschied U nicht direkt beobachtbar ist, muß Gl(6) mit der Dichtefunktion $f_U(t)$ randomisiert werden, um sie in Abhängigkeit der Zeitdifferenz D darstellen zu können:

$$(7)\quad P("g"|D=d) = \int_{-\infty}^{0} P("g"|U^-=u) f_U(u|D=d)\,du + \int_{0}^{\infty} P("g"|U^+=u) f_U(u|D=d)\,du. \quad ////$$

Da nach Vereinbarung gelten muß, daß $U = A_y - A_x = L_y - L_x - d = W - d$ ist, ist die Dichtefunktion von U bis auf eine konstante Verschiebung mit der Dichtefunktion von W identisch. Daher gilt für jedes $u \varepsilon U$: $f_U(u|D=d) = f_{W-d}(u|D=d) = f_W(u+d)$.
Unter Verwendung dieser Beziehung ergibt sich aus Gl(7):

$$(8a)\quad P("g"|D=d) = \int_{-\infty}^{0} P("g"|U^- =u) f_W(u+d)\,du + \int_{0}^{\infty} P("g"|U^+ =u) f_W(u+d)\,du. \quad ////$$

Entsprechend erhält man die Zustandswahrscheinlichkeiten für die sensorischen Zustände "xy" und "yx":

$$(8b)\quad P(\text{"xy"}|D=d) = 1 - \int_0^{\infty} P(\text{"g"}|U^{+}=u) f_W(u+d)\,du,$$

$$(8c)\quad P(\text{"yx"}|D=d) = 1 - \int_{-\infty}^{0} P(\text{"g"}|U^{-}=u) f_W(u+d)\,du. \quad ////$$

Gl(8) erfordert die Lösung zweier Integrale. Da wir annehmen ,daß die Laufzeiten L_x und L_y gammaverteilt sind, ist die resultierende Dichte $f_W(t)$ des Laufzeitunterschieds (s. Anhang IV) W derart "unhandlich", daß diese Integrale nur numerisch ausgewertet werden können. Auf die Details dieser Auswertung soll erst an späterer Stelle bei der Anpassung des Aufmerksamkeitswechselmodells hingewiesen werden.

3.1.2.3. Die Psychometrische Funktion und das Aufmerksamkeitswechselmodell

Mithilfe der Zustandswahrscheinlichkeiten P("g"|D=d) und P("yx"|D=d) läßt sich die Psychometrische Funktion P(YX|D=d) vorhersagen. Gehen wir davon aus, daß die Versuchsperson im sensorischen Zustand "g" mit der Wahrscheinlichkeit b_y die Antwort YX abgibt, so ergibt sich die Psychometrische Funktion zu:

$$(9)\quad P(YX|D=d) = P(\text{"yx"}|D=d) + b_y P(\text{"g"}|D=d).$$

Aus Vereinfachungsgründen sei angenommen, die Varianzen der Laufzeiten L_x und L_y seien Null und von gleicher Dauer, dann entspricht der Ankunftsunterschied U genau der Zeitdifferenz D.

Aus Gl(9) ergibt sich durch Einsetzen von Gl(8):

(10)

$$P(YX|D=d)=\begin{cases} b_y \dfrac{\lambda_x^2\exp(\lambda_y d)-\lambda_y^2\exp(\lambda_x d)}{\lambda_x^2-\lambda_y^2}, & d<0 \\ 1-(1-b_y)\dfrac{\lambda_x^2\exp(-\lambda_y d)-\lambda_y^2\exp(-\lambda_x d)}{\lambda_x^2-\lambda_y^2}, & d>0 \\ b_y\exp(\lambda d)(1-\frac{\lambda}{2}d), & d<0, \lambda_x=\lambda_y \\ 1-(1-b_y)\exp(-\lambda d)(1+\frac{\lambda}{2}d), & d>0, \lambda_x=\lambda_y. \end{cases}$$ ////

Zur Illustration von Gl(10) sind in Abb.16 zwei Psychometrische Funktionen mit dem gleichen Parameter $b_y=1/2$, jedoch mit unterschiedlichen Erwartungswerten E(X) und E(Y) der Verweilzeiten X und Y dargestellt[8].

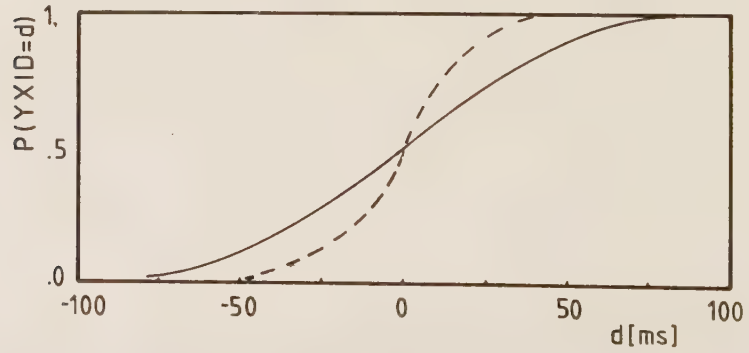


Abb.16. Vorhersagen des Aufmerksamkeitswechselmodells bezüglich der Psychometrischen Funktion (Gl(10) im Text). Für die durchgezogene Linie: E(X)=E(Y)=20-ms. Für die gestrichelte Linie: E(X)=E(Y)=10-ms.

[8] Für exponentialverteilte Zufallsvariablen X,Y gilt: $E(X)=1/\lambda_x$ und $E(Y)=1/\lambda_y$.

Indem man die Steigung der Psychometrischen Funktion an der Stelle d=0-ms untersucht, kann man feststellen, daß der Anstieg dieser Funktion mit abnehmendem Erwartungswert E(X) und/oder E(Y) zunimmt, was wiederum einer Zunahme der Unterschiedsschwelle DL entspricht. Die Diskriminationsleistung hängt somit davon ab, wie oft in einer bestimmten Zeiteinheit die Aufmerksamkeit zwischen den sensorischen Kanälen gewechselt werden kann.

Im Gegensatz zum Prior-Entry-Effekt (Titchener, 1908), läßt sich aus Gl(10) eine Invarianz des Kurvenverlaufs bei unterschiedlichen Aufmerksamkeitsverteilungen ableiten. Der Prior-Entry-Effekt wird deutlich, wenn Versuchspersonen die zeitliche Reihenfolge eines Knacktons und eines Blitzes beurteilen sollen (Stone, 1926; Sternberg, Knoll & Gates, 1971).

Aufgrund geeigneter experimenteller Bedingungen, wird die Versuchsperson gezwungen, ihre Aufmerksamkeit primär auf einen Lichtreiz oder einen Knackton zu lenken. Wird dabei die Aufmerksamkeit primär auf den Lichtreiz gelenkt, so treten häufiger Reihenfolgeurteile "Lichtblitz zuerst" auf; wird hingegen die Aufmerksamkeit primär auf den Knackton gelenkt, so treten entsprechend häufiger Reihenfolgeurteile "Knackton zuerst" auf.

Nach dem Aufmerksamkeitswechselmodell sollte man annehmen, daß die Verweildauer auf einem Kanal dann länger ist, wenn die Aufmerksamkeit primär auf die entsprechende Sinnesmodalität gelenkt wurde. Unabhängig davon, auf welche Sinnesmodalität die Aufmerksamkeit gelenkt wird, ergeben sich jedoch paradoxerweise nach Gl(10) identische Psychometrische Funktionen.

Diese Invarianz der Psychometrischen Funktionen bei unterschiedlicher Aufmerksamkeitsverteilung ist jedoch nicht ein Beleg gegen das Aufmerksamkeitsmodell. Die Lenkung der Aufmerksamkeit auf eine Sinnesmodalität, könnte auch eine kürzere Laufzeit des entsprechenden neuronalen Signals zur Fol-

ge haben. Auch in diesem Fall resultiert ein Prior-Entry-Effekt (Sternberg, Knoll und Gates, 1971).

3.1.3. Das Totzeitmodell

3.1.3.1. Grundannahmen des Totzeitmodells

Beim Totzeitmodell gehen die verschiedenen Autoren (Oatley, Robertson und Scanlan, 1969; Venables, 1960; Baron, 1970, 1971) von der Vorstellung aus, es müsse nach der Ankunft des ersten neuronalen Signals am zentralen Zeitmechanismus eine gewisse Zeit, die Totzeit, verstreichen, bis der zentrale Zeitmechanismus die Ankunft eines weiteren neuronalen Signals in der entsprechenden Reihenfolge eindeutig registrieren kann. Kommt daher das zweite neuronale Signal am zentralen Zeitmechanismus an, bevor die Totzeit verstrichen ist, so resultiert der sensorische Zustand "g". Im sensorischen Zustand "g" erscheinen der Versuchsperson beide Reize als gleichzeitig, und mit der Wahrscheinlichkeit b_y, gibt sie die Antwort YX bzw. mit der Gegenwahrscheinlichkeit $(1-b_y)$ die Antwort XY ab. Trifft hingegen das zweite neuronale Signal ein, nachdem die Totzeit verstrichen ist, so kann die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale eindeutig registriert werden, wobei die entsprechenden sensorischen Zustände "xy", bzw. "yx" resultieren. Entsprechend der sensorischen Zustände gibt die Versuchsperson die Antwort XY oder YX ab.

Eine alternative Konzeption des Totzeitmodells mit gleicher formaler Konsequenz, ist auch die folgende: Der zentrale Zeitmechanismus registriert immer eindeutig die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale, wie wir es beim Laufzeitmodell beschrieben haben. Mit Hilfe einer Zeit-

schranke werden jedoch die Variabilitäten der Laufzeiten L_x und L_y ausgeglichen. Der Ankunftsunterschied muß prägnant genug sein, damit die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale den entsprechenden sensorischen Zustand ("xy" bzw. "yx") zur Folge hat. Würde nämlich jeder Ankunftsunterschied den entsprechenden sensorischen Zustand zur Folge haben, so wäre es kaum denkbar, daß unsere Sinneseindrücke bezüglich verschiedener Sinnesmodalitäten derart synchron sind. Man denke dabei nur an die Sprachwahrnehmung, bei der das Wort und die Mundbewegung eines Sprechers, den wir beobachten, zu einer phänomenalen Wahrnehmungseinheit integriert sind. Diese Integration wäre wohl kaum denkbar, wenn jeder auch noch so kleine Ankunftsunterschied der entsprechenden neuronalen Signale ausgewertet werden würde.

Im folgenden wird eine Modifikation des Totzeitmodells vorgenommen, da Annahmen, wie konstante und modalitätsunabhängige Totzeiten zu unrealistisch erscheinen, ohne daß die generelle Struktur des Totzeitmodells inadäquat sein muß. Die Annahmen des revidierten Totzeitmodells sind:

A_1: Wenn das neuronale Signal x zuerst am zentralen Zeitmechanismus ankommt, dann muß, bis das neuronale Signal y eintrifft, die Totzeit Z_x verstreichen, damit der Zustand "xy" resultieren kann.
Trifft hingegen das neuronale Signal y zuerst ein, so muß entsprechend die Totzeit Z_y verstreichen, bis x eintrifft, damit der sensorische Zustand "yx" resultiert. Dieser Sachverhalt läßt sich in Termini der Ankunftszeiten A_x und A_y und den Totzeiten Z_x und Z_y durch Ungleichungen beschreiben[9]:

[9] Diese Annahme der unterschiedlichen Totzeiten Z_x und Z_y ist besonders durch die Zeitschrankeninterpretation des Totzeitmodells motivierbar. Man könnte sich dabei folgendes vorstellen: Visuelle Reize werden beispielsweise langsamer als akustische Reize verarbeitet. Dies bedeutet u.U., daß die Laufzeiten für visuelle Reize länger sind, als die Laufzeiten für akustische Reize. Damit nun dieser Laufzeitunterschied ausgeglichen wird, sollte die Totzeit, die auf die Ankunft eines aku-

Für $A_x+Z_x<A_y$ resultiert "yx".

Für $A_y+Z_y<A_x$ resultiert "xy".

A_2: Ist das zweite neuronale Signal schon vor Ablauf der Totzeit eingetroffen, so resultiert der sensorische Zustand "g". Hierfür lassen sich zwei Fälle unterscheiden:

Ist $A_x<A_y$ und $A_x+Z_x>A_y$, so resultiert "g",

oder

Ist $A_y<A_x$ und $A_y+Z_y>A_x$, so resultiert auch "g".

A_3: Die Totzeiten Z_x und Z_y sind Zufallsvariablen mit den Dichten $g_x(t)$ und $g_y(t)$. Für $g_x(t)$ und $g_y(t)$ wird jeweils eine Weibullverteilung angenommen. (Details über die Weibullverteilung entnehme man Anhang III)[10].

A_4: Die Laufzeiten L_x und L_y sind gammaverteilte Zufallsvariablen mit den Dichten $f_X(t)$ und $f_Y(t)$. (Details über die Gammaverteilung entnehme man Anhang II).

---

[9] stichen Reizes folgt, länger sein, als die Totzeit, die auf einen visuellen Reiz folgt.

[10] Die Annahme einer Weibullverteilung ist durch zwei Sachverhalte motivierbar: Erstens, die Weibullverteilung ist sehr flexibel, so daß verschiedene theoretische Verteilungen mit ihr approximiert werden können (z.B. Normalverteilung, Exponentialverteilung, Gammaverteilung. Siehe Johnson & Kotz, 1970; Bain, 1978). Zweitens, die Verteilungsform der Weibullverteilung ist in geschlossener Form darstellbar.

3.1.3.2. Formale Charakterisierung des Totzeitmodells

Um für das Totzeitmodell quatitative Aussagen machen zu können, müssen auch hier zunächst die Zustandswahrscheinlichkeiten P("yx"|D=d), P("xy"|D=d) und P("g"|D=d) abgeleitet werden. Da jedoch die Summe dieser drei Zustandswahrscheinlichkeiten für ein beliebiges d∈D gleich 1 sein muß, beschränken wir uns auf die Ableitung von P("xy"|D=d) und P("yx"|D=d).

Aufgrund Annahme A_1 muß gelten:

$$\begin{aligned} P("xy"|D=d) &= P(A_x+Z_x<A_y|D=d) \\ &= P(Z_x<L_y-L_x-d) \\ &= P(Z_x<w-d) \end{aligned}$$

$P(Z_x<w-d)$ läßt sich in Abhängigkeit der Dichten $g_X(x)$ und $f_W(w)$ von Z_x und W ausdrücken:

$$P("xy"|D=d) = \int_d^\infty \int_o^{w-d} g_X(x) f_W(w) dx dw$$

$$(11a) = \int_d^\infty f_W(w) G_X(w-d) dw. \qquad ////$$

Der Integral der Gl(11a) entspricht dem Produkt aus der Dichte des Ankunftsunterschieds W und der Verteilungsfunktion für die Totzeit Z_x.

Die Wahrscheinlichkeit P("yx"|D=d) für den sensorischen Zustand "yx" läßt sich entsprechend ableiten:

Nach Annahme A_1:

$$\begin{aligned} P("yx"|D=d) &= P(A_y+Z_y<A_y|D=d) \\ &= P(Z_y<-w+d) \\ &= \int_{-\infty}^d \int_o^{d-w} g_Y(y) f_W(w) dy dw \end{aligned}$$

$$(11b) = \int_{-\infty}^d f_W(w) G_Y(-w+d) dw. \qquad ////$$

Die Integrale der Gl(11) sind für die gemachten Verteilungsannahmen (vgl. Annahme A_3 und A_4) nicht in geschlossener Form darstellbar und müssen daher numerisch ausgewertet werden.

3.1.4. Das Momentmodell

3.1.4.1. Die Grundannahmen des Momentmodells

Das Momentmodell beruht auf der Grundvorstellung, daß die erlebte Zeit nicht kontinuierlich, sondern diskret abläuft. Die kleinste Zeiteinheit der erlebten Zeit ist der Moment (Stroud, 1955). Nach dieser Momenthypothese können Ereignisse zeitlich dann nicht unterschieden werden, wenn sie innerhalb des gleichen Moments auftreten. Obwohl Stroud (1955) oftmals als Urheber dieser Hypothese bezeichnet wird, lassen sich die Grundzüge der Momenthypothese bis zu v. Baer (1864) zurückverfolgen (Neumann, 1982).

Die Grundidee der Momenthypothese läßt sich auch auf das Problem des Reihenfolgeurteils übertragen: Die Ankunftsreihenfolge zweier neuronaler Signale kann nicht eindeutig registriert werden, wenn diese innerhalb des gleichen Moments M_i am zentralen Zeitmechanismus ankommen (vgl. Abb.17).

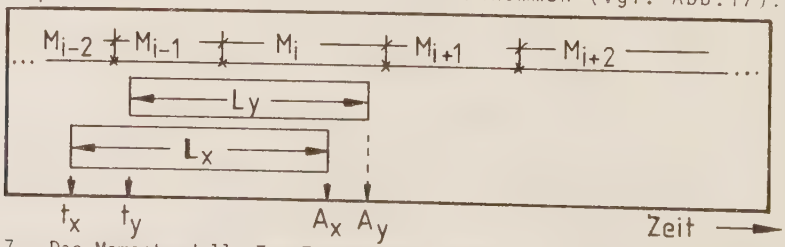


Abb. 17. Das Momentmodell. Zum Zeitpunkt t_x und t_y werden die Reize S_x und S_y dargeboten. Die entsprechenden neuronalen Signale x und y erreichen den zentralen Zeitmechanismus zum Zeitpunkt A_x und A_y. Die Ankunftsreihenfolge xy kann in diesem Fall nicht eindeutig registriert werden, da x und y zum gleichen Moment M_i ankommen.

Kommen die neuronalen Signale x und y innerhalb des gleichen Moments M_i an, so resultiert der sensorische Zustand "g".

Es wird einschränkend angenommen, die Momentdauern $M_i (i=1,2,3...)$ seien konstant (vgl. dazu die Übersichtsarbeit von Allan & Kristofferson, 1974). Diese einschränkende Annahme soll aufgehoben werden, indem angenommen wird, die Momentdauern seien Zufallsvariablen.

Vier Annahmen charakterisieren dann das Momentmodell:

A_1: Die Momentdauern $M_i (i=1,2...)$ sind unabhängige und stationäre Zufallsvariablen mit der Dichte $g_M(t)$[11].

A_2: Die Laufzeiten L_x und L_y sind unabhängige Zufallsvariablen mit den Dichten $f_X(t)$ und $f_Y(t)$.

A_3: Die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale x und y kann nur dann eindeutig registriert werden, wenn beide neuronalen Signale zu verschiedenen Momenten am zentralen Zeitmechanismus eintreffen.

A_4: Treffen hingegen die neuronalen Signale x und y innerhalb des gleichen Moments M_i am zentralen Zeitmechanismus ein, so kann die entsprechende Ankunftsreihenfolge nicht eindeutig registriert werden. Es resultiert der sensorische Zustand "g".

Wie gezeigt werden kann, ist das Momentmodell formal ein Spezialfall des Totzeitmodells. Dies bedeutet: Ist das Momentmodell mit einem gegebenen Datensatz konsistent, so ist auch das Totzeitmodell mit diesem Datensatz konsistent.

---

[11] Spezielle Verteilungsannahmen sind für weitere Analysen des Momentmodells in dem Kapitel 4.2 nicht notwendig. Deshalb werden nur die Annahmen aufgeführt, auf deren Grundlage die Modellüberprüfung stattfindet.

Dieser Zusammenhang kann genutzt werden, um die formalen Vorhersagen des Totzeitmodells auf das Momentmodell zu übertragen.

Es sei M^* die Restmomentdauer, d.h., diejenige Zeit, die verstreichen muß, bis von der Ankunft des ersten neuronalen Signals aus betrachtet der nächste Moment beginnt. Damit der sensorische Zustand "xy" resultieren kann, muß die Ungleichung $A_x+M^*<A_y$ und entsprechend für "yx" die Ungleichung $A_y+M^*<A_x$ erfüllt sein. Diese Ungleichungen erhielten wir jedoch auch im Zusammenhang mit dem Totzeitmodell, nur daß dort an Stelle der Restmomentdauer M^* die Totzeiten Z_y und Z_x stehen. Ist daher die Verteilungsfunktion $G_{M*}(t)$ der Restmomentdauer bekannt, so kann man Gl(11) verwenden, um die Zustandswahrscheinlichkeiten P("xy"|D=d), P("yx"|D=d) und P("g"|D=d) für das Momentmodell zu berechnen. Es müssen dazu nur die Verteilungsfunktionen $G_y(t)$ und $G_x(t)$ durch $G_{M*}(t)$ ersetzt werden (Gl11).

Die Dichte der Restverweildauer M^* läßt sich in Termini der Verteilungsfunktion $G_M(t)$ der Momentdauer M angeben (vgl. Theorem 2 in Kapitel 3.2.2.):

$$(12) \quad g_{M*}(t) = (1-G_M(t))/E(M), \quad t>0.$$

Die Dichte $g_{M*}(t)$ ist für jede beliebige Verteilungsform von $g_M(t)$ J-förmig (d.h. rechtsschief und Modalwert an der Stelle t=0). Auf diese besondere Eigenschaft der Restmomentdauer M* werden wir bei der Überprüfung des Momentmodells zurückgreifen.

3.1.4.2. Die Psychometrische Funktion des Moment- und Totzeitmodells

Die Vorhersagen des Totzeit- und Momentmodells bezüglich der Psychometrischen Funktion P(YX|D=d)[12] sollen exempla-

[12] Mit Hilfe Gl(11) ergibt sich: $P(YX|D=d)=P("yx"|D=d)+b_yP("g"|D=d)$.

risch untersucht werden. Dabei wird gezeigt, daß eine größere Unterschiedsschwelle resultiert, wenn die Totzeiten Z_x und Z_y bzw. die Momentdauern M zunehmen. Zu Illustrationszwecken sei deshalb engenommen, daß die Laufzeiten L_x und L_y (L_x=L_y) gammaverteilt und die Totzeiten Z_x und Z_y (Z_x=Z_y) bzw. Momentdauern M exponentialverteilt sind. In diesem Fall erhält man für beide Modelle die gleichen Vorhersagen. Die Psychometrischen Funktionen $P_1(YX|D=d)$, $P_2(YX|D=d)$ und $P_3(YX|D=d)$ in Abb. 18 sind entsprechend dieser Annahmen berechnet.

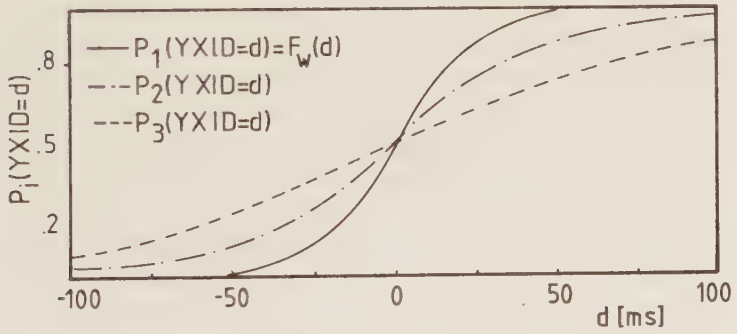


Abb. 18. Vorhersagen des Moment- und des Totzeitmodells bzgl. der Psychometrischen Funktion P(YX|D=d). P_1(YX|D=d) entspricht dem Spezialfall, daß die Totzeiten bzw. Momente gleich Null sind. (vgl. das Laufzeitmodell). P_2(YX|D=d) und P_3(YX|D=d) unterscheiden sich darin, daß bei P_3(YX|D=d) eine längere Totzeit bzw. Momentdauer zugrundeliegt.

Bei $P_1(YX|D=d)$ ist als Anhaltspunkt der Extremfall angenommen, daß die Totzeiten bzw. Momente gleich Null sind. $P_2(YX|D=d)$ und $P_3(YX|D=d)$ unterscheiden sich nur bezüglich des Erwartungswertes der Zufallsvariablen Z bzw. M, wobei der Erwartungswert bei $P_3(YX|D=d)$ der größere ist. Wie man Abb. 18 entnehmen kann, nimmt die Unterschiedsschwelle DL mit diesem Erwartungswert zu.

3.2. Das allgemeine Kanalmodell

Den oben dargestellten Modellen liegt die gemeinsame Idee zugrunde, daß die neuronalen Signale x und y in unabhängigen Kanälen zum zentralen Zeitmechanismus geleitet werden. Dabei hat der zentrale Zeitmechanismus die Aufgabe, die Ankunftsreihenfolge zu registrieren. Ist diese Registration eindeutig, so resultiert der sensorische Zustand "xy" im Fall xy und "yx" im Fall yx. Ist die Registration nicht eindeutig, so resultiert der sensorische Zustand "g", bei welchem die Antwort YX mit der Wahrscheinlichkeit b_y und die Antwort XY mit der Gegenwahrscheinlichkeit $(1-b_y)$ abgegeben wird. Die bisher dargestellten Modelle unterscheiden sich nur hinsichtlich der Annahme, wie die Registration der Ankunftsreihenfolge verläuft. Sie alle lassen sich jedoch in das eben skizzierte Grundschema eines allgemeinen Kanalmodells einordnen.

Sternberg und Knoll, 1973, konnten zeigen, daß die Psychometrische Funktion des allgemeinen Kanalmodells, der Verteilungsfunktion $F_{W+E}(d)$ zweier unabhängiger Zufallsvariablen W und E entsprechen muß:

$$P(YX|D=d) = F_{W+E}(d).$$

Dabei ist W der Laufzeitunterschied, und E ist eine Zufallsvariable, die - global ausgedrückt - die Registrationsart des zentralen Zeitmechanismus charakterisiert. Die Darstellung der Psychometrischen Funktion als Verteilungsform von (W+E) wirft zwei Probleme für das Testen von Modellen über das Reihenfolgeurteil auf: Erstens, Annahmen über den zentralen Zeitmechanismus sind nur über Zusatzannahmen bezüglich W testbar. Zweitens, alle Modelle sagen monoton ansteigende Psychometrische Funktionen vorher; die Modelle

sind daher empirisch kaum zu unterscheiden. Sternberg und Knoll meinen daher:

> "At the present stage of research on order perception we feel that the primary concerns schould be, first to validate the general independent channel model...".
>
> (Sternberg und Knoll, 1973, S. 642).

Sternberg und Knoll (1973) untersuchten daher testbare Aspekte des allgemeinen Kanalmodells. Ihre Befunde sprechen für die empirische Angemessenheit des allgemeinen Kanalmodells.

Um zwischen den oben dargestellten Modellen empirisch unterscheiden zu können, sind daher schärfere empirische Restriktionen notwendig, die weiterführende Überprüfungen ermöglichen. Eine neue experimentelle Anordnung von Allan (1975) bietet derartige Überprüfungsmöglichkeiten.

4.0 Zusammenfassung des vierten Kapitels

In diesem Kapitel werden das Laufzeit-, das Modell-, das Aufmerksamkeitswechsel- und das Totzeitmodell anhand der Daten eines Experiments von Allan (1975) überprüft.

4.1 Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Laufzeitmodell:

In dem Experiment von Allan (1975) hatten die Versuchspersonen die Ausschaltreihenfolge eines Tones und eines Lichtes in zwei aufeinanderfolgenden Antwortintervallen zu beurteilen. Im ersten Antwortintervall mußten sie angeben, ob beide Reize gleichzeitig (G) oder hintereinander (V) abgeschaltet wurden. Im zweiten Antwortintervall mußten sie noch zusätzlich beurteilen, ob der Ton vor dem Licht (TL), oder ob das Licht vor dem Ton (LT) abgeschaltet wurde. Insgesamt standen der Versuchsperson daher vier Antwortkategorien (LTV,TLV,LTG,TLG) zur Verfügung. Diese Versuchsanordnung ermöglicht die Definition dreier Psychometrischer Funktionen $P_i(d)$, $(i=1,2,3)$ in Abhängigkeit von den Antwortwahrscheinlichkeiten P(LTV|D=d), P(LTG|D=d), P(TLG|D=d) und P(TLV|D=d). Mit diesen drei Psychometrischen Funktionen - Familien von Psychometrischen Funktionen - läßt sich das Laufzeitmodell ohne spezielle Verteilungsannahmen testen. Nach den Vorhersagen für das Laufzeitmodell müßten die drei Psychometrischen Funktionen durch Parallelverschiebung ineinander überführbar sein, was jedoch für die beobachteten Psychometrischen Funktionen nicht zutrifft.

4.2 Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Momentmodell:

Auch für das Momentmodell lassen sich testbare Eigenschaften bezüglich der Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$ und $P_3(d)$ ableiten, ohne spezielle Verteilungsannahmen machen zu müssen. Für das Momentmodell müßte gelten, daß die Schiefe von $P_1(d)$ größer als die Schiefe von $P_3(d)$ ist. Diese Aussage läßt sich mittels Perzentilabständen direkt an den beobachteten Psychometrischen Funktionen überprüfen. Dabei muß der Abstand zwischen dem 50-ten und dem 10-ten Perzentil bei $P_1(d)$ größer als bei $P_3(d)$ sein. Diese geforderte Relation läßt sich jedoch nicht bestätigen und ist daher als Beleg gegen das Momentmodell zu werten.

4.3 Anpassungsgüte des Aufmerksamkeitswechsel- und des Totzeitmodells:

Zur Überprüfung des Aufmerksamkeitswechsels- und des Totzeitmodells sind spezielle Verteilungsannahmen notwendig. Um eine Vielzahl alternativer Verteilungen approximieren zu können, wurden sehr flexible Verteilungen angenommen. Ein Minimum-Chiquadrat-Verfahren wird benutzt, um die empirische Angemessenheit der beiden Modelle zu beurteilen. Die Minimum-Chiquadrat-Statistiken (MCS) der beiden Modelle sind alle hochsignifikant, so daß diese Modelle ebenfalls zu verwerfen sind.

4.1 Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Laufzeitmodell

Im traditionellen Paradigma des Reihenfolgeurteils stehen der Versuchsperson nur zwei Antwortkategorien (YX und XY) zur Verfügung. Es sind jedoch auch mehrere Antwortkategorien denkbar. Beispielsweise könnte man der Versuchsperson die Aufgabe stellen, sie solle entweder mit YX, XY oder mit G antworten. Wobei G bedeutet, daß beide Reize gleichzeitig dargeboten wurden. Oder man kann der Versuchsperson die Aufgabe stellen, sie solle ihre Antwort auf einer 10-Punkte-Skala festhalten. Dabei bedeute der rechte Pol (zehnte Antwortkategorie) der Skala "S_y war ganz sicher zuerst" und der linke Pol (erste Antwortkategorie) "S_x war ganz sicher zuerst". Für jede Antwortkategorie lassen sich dann die relativen Antworthäufigkeiten für eine beliebige Zeitdifferenz dεD bestimmen. Man erhält in diesem Fall nicht nur eine, sondern verschiedene Psychometrische Funktionen - eine Familie von Psychometrischen Funktionen. Die Anzahl der Psychometrischen Funktionen ist genau (1-Anzahl der Antwortkategorien), wie später noch näher erläutert werden soll.

Zunächst soll ein Experiment (Allan, 1975) beschrieben werden, bei welchem die Versuchsperson vier verschiedene

Antwortkategorien zur Verfügung hatte. Anschließend werden für dieses Experiment die Vorhersagen des Laufzeitmodells in Bezug auf die erhaltene Familie von Psychometrischen Funktionen diskutiert und überprüft.

Methode

Versuchspersonen: Es nahmen die Versuchspersonen T.M., A.J. und B.P. teil.

Versuchsablauf: Die Versuchspersonen sollten die Ausschaltreihenfolge eines Tones und eines Lichtes beurteilen. In jedem Versuchsdurchgang wurde ein Ton und ein Licht dargeboten. Licht und Ton wurden immer gleichzeitig eingeschaltet. Bei einem Drittel aller Versuchsdurchgänge wurde zuerst das Licht und bei einem weiteren Drittel der Ton zuerst ausgeschaltet. Im restlichen Drittel wurden Ton und Licht gleichzeitig ausgeschaltet. Wurden beide Reize gleichzeitig ausgeschaltet, so betrug die Reizdauer des Tones und des Lichtes 2.000-sec. Die Zeitdifferenz d=t(Ton aus) -t(Licht aus) gibt an, welcher Reiz zuerst abgeschaltet wurde. Ein negatives d bedeutet, daß der Ton zuerst und ein positives d bedeutet, daß das Licht zuerst ausgeschaltet wurde. Es wurde die Menge D={-100-msec, -75-msec, -50-msec, -25-msec, 0-msec, 25-msec, 50-msec, 75-msec, 100-msec} der Zeitdifferenzen verwandt.

Eine Sitzung bestand aus drei Blöcken zu je 96 Versuchsdurchgängen. In jedem Block wurde jede Zeitdifferenz bis auf d=0 achtmal dargeboten - die Zeitdifferenz d=0 hingegen 32-mal.

1.5-sec nach dem Ausschalten der Reize begann das erste Antwortintervall. Zunächst mußte die Versuchsperson entweder die Antwort G oder V abgeben. Dabei bedeutet G, daß beide Reize gleichzeitig abgeschaltet, und V, daß Ton und Licht nicht gleichzeitig abgeschaltet wurden. Anschließend folgte das zweite Antwortintervall. Diesmal mußte die Versuchsperson entweder mit TL oder mit LT antworten. TL bedeutete, der Ton wurde vor dem Licht, und LT bedeutete, das Licht wurde vor dem Ton ausgeschaltet. Insgesamt standen so der Versuchsperson vier Antwortkategorien (TLV, TLG, LTV, LTG) zur Verfügung. TLV bedeutete beispielsweise, die Versuchsperson habe mit TL und V geantwortet, usw.

Die Versuchspersonen erhielten keinerlei Rückmeldung bezüglich der abgegebenen Antworten. T.M. und A.J. absolvierten vier und B.P. fünf Sitzungen.

Versuchsapparatur: Die Versuchspersonen saßen während des Experiments in einem schwach ausgeleuchteten, geräuschisolierten Raum. Als Lichtreiz diente eine Glühbirne (Sylvania R1131C), deren Intensität 50-fl betrug und in einem Abstand von 66-cm vor der Versuchsperson angebracht war, so daß der resultierende Sehwinkel der Glühbirne 21-min betrug. Die Frequenz des Tones betrug 810-Hz bei einer Intensität von 72-dB. Der Ton wurde der Versuchsperson über Kopfhörer dargeboten.

Für jede Zeitverschiebung $d \in D$ lassen sich für jede Versuchsperson die relativen Antworthäufigkeiten $\hat{P}(TLV|D=d)$, $\hat{P}(TLG|D=d)$, $\hat{P}(LTG|D=d)$ und $\hat{P}(LTV|D=d)$ berechnen. In Abb.19 sind die Ergebnisse für die Versuchspersonen aus Allan's Experiment dargestellt, wobei die drei Psychometrischen Funktionen $\hat{P}_1(d)$, $\hat{P}_2(d)$ und $\hat{P}_3(d)$ in Abhängigkeit der relativen Antworthäufigkeiten definiert sind:

$$\hat{P}_1(d) := \hat{P}(LTV|D=d)$$
$$\hat{P}_2(d) := \hat{P}(LTV|D=d)+\hat{P}(LTG|D=d) = \hat{P}(LT|D=d)$$
$$\hat{P}_3(d) := 1 - \hat{P}(TLV|D=d).$$

Durch die Definition dieser Familie von Psychometrischen Funktionen, läßt sich das Laufzeitmodell ohne spezielle Verteilungsannahmen überprüfen (Allan, 1975; Sternberg, Knoll und Mallows, 1975).

Nehmen wir an, der Ankunftsunterschied $U=A_x-A_y$ sei die Entscheidungsbasis für eine bestimmte Antwort LTV, TLV, LTG oder TLG, dann ist eine erweiterte Version des Laufzeitmodells in Bezug auf die Aufgabenstellung bei Allan's Experiment denkbar[13]: Für extreme negative oder positive Ankunftsunterschiede antwortet die Versuchsperson mit V (vgl. Abb. 20). Präziser, ist $(U<c_1)$ oder $(U>c_3)$, wobei $(c_1>c_3)$ gilt, so antwortet die Versuchsperson mit V und mit G für $(c_1>U>c_3)$.

Die Entscheidungsgrundlage für die Antworten TL und LT läßt sich ebenfalls präzisieren: Ist der Ankunftsunterschied U negativ oder allgemeiner $(U<c_2)$, so wird mit LT geantwortet, bzw. im Fall $(U>c_2)$ mit TL, wobei $(c_3>c_2>c_1)$ gelten soll. Zusammenfassend resultiert dann die Antwort LTV im Fall $(U<c_1)$, LTG im Fall $(c_1<U<c_2)$, TLG im $(c_2<U<c_3)$ und TLV im Fall $(U>c_3)$.

---

[13] x steht für das neuronale Signal, das durch das Ausschalten des Tones ausgelöst wird. Entsprechend ist y das neuronale Signal, das durch das Abschalten des Lichtreizes ausgelöst wird.

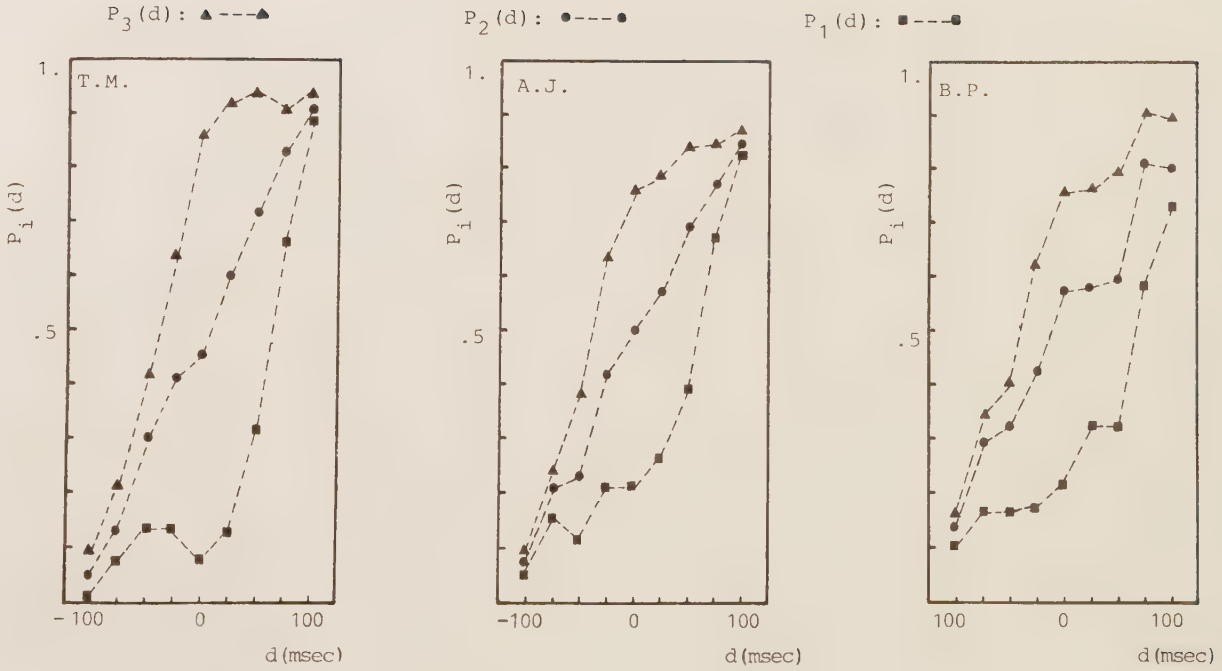


Abb. 19. Familien von Psychometrischen Funktionen

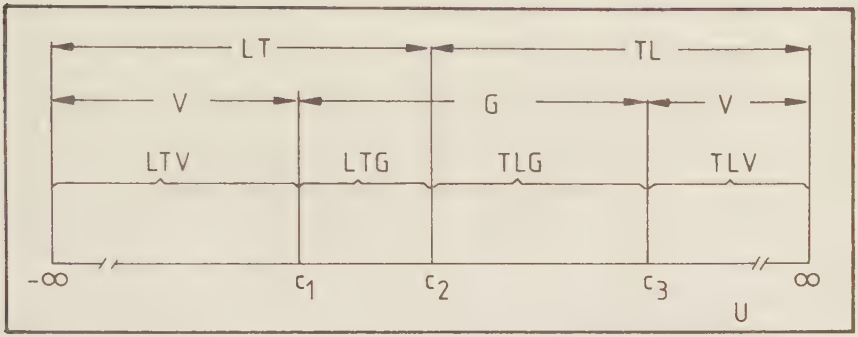


Abb. 20. Erweiterte Konzeption des Laufzeitmodells. Aufteilung des Ankunftsunterschieds U in vier verschiedene Antwortkategorien.

Nach dieser erweiterten Konzeption des Laufzeitmodells müßten die Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$, $P_2(d)$ und $P_3(d)$ durch Parallelverschiebung ineinander überführbar sein, wie nun gezeigt werden soll[14].

Die Behauptung der Parallelverschiebung ist durch die Beziehung $P_i(d) = F(d+c_i)$ für i=1,2,3 ausdrückbar.

BEWEIS:

Für $P_1(d)$ gilt zunächst:

$$\begin{aligned} P_1(d) &= P(LTV \mid D=d) \\ &= P(A_x - A_y < c_1 \mid D=d) \\ &= P(L_x - L_y - d < c_1) \\ &= F_W(d+c_1), \end{aligned}$$

für $P_2(d)$:

$$\begin{aligned} P_2(d) &= P(LT \mid D=d) \\ &= P(A_x - A_y < c_2 \mid D=d) \\ &= F_W(d+c_2), \end{aligned}$$

---

[14] Der Beweis von Sternberg, Knoll und Mallows (1976) ist, bezogen auf die hier gewählte Darstellung des Laufzeitmodells, nicht so direkt.

und für $P_3(d)$:

$$\begin{aligned} P_3(d) &= 1-P(TLV|D=d) \\ &= 1-P(A_x-A_y<c_3|D=d) \\ &= P(A_x-A_y<c_3|D=d) \\ &= F_W(d+c_3). \end{aligned}$$ ////

Wie zu sehen ist, entsprechen die drei Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$, $P_2(d)$ und $P_3(d)$ einer Parallelverschiebung der Verteilungsfunktion $F_W(d)$, die nicht näher spezifiziert werden muß. Aus diesem Sachverhalt lassen sich zwei weitere überprüfbare Vorhersagen ableiten: Erstens, eine Dominanzeigenschaft. Da $c_1<c_2<c_3$ gelten soll, folgt $P_1(d)<P_2(d)<P_3(d)$ für $d\in D$. Zweitens, eine Monotonieeigenschaft. Da $P_i(d)$ in Termini einer Verteilungsfunktion darstellbar ist, muß $P_i(d)$, $(i=1,2,3)$, monoton mit d ansteigen[15].

Vergleicht man die Vorhersagen des erweiterten Laufzeitmodells mit den beobachteten Psychometrischen Funktionen (Abb. 19), so kann man feststellen, daß die Dominanzeigenschaft bei allen Versuchspersonen erfüllt ist. Die Monotonieeigenschaft ist deutlich bei der Versuchsperson T.M. verletzt. Bei allen Versuchspersonen verläuft die mittlere Psychometrische Funktion $P_2(d)$ relativ zu $P_1(d)$ und $P_3(d)$ zu flach, so daß die Forderung der Parallelverschiebung nicht erfüllt ist und die oben dargestellte Konzeption des Laufzeitmodells zurückgewiesen werden muß.

Eine zweite Version des Laufzeitmodells ist ebenfalls denkbar: Liegt der Ankunftsunterschied U im mittleren Bereich $(c_1<U<c_3)$, so resultiert der sensorische Zustand "g". In diesem Fall gibt die Versuchsperson mit einer Wahrscheinlichkeit b_y die Antwort LTG und mit der Gegenwahrscheinlich-

---

[15] Falls die Kriterien c_1,c_2 und c_3 Zufallsvariablen C_1,C_2 und C_3 sind, und sich die entsprechenden Dichten $f_C(c)$ nur in der Lokalisation $(E(C_1)<E(C_2)<E(C_3))$ unterscheiden, erhält man die gleichen testbaren Eigenschaften.

keit $(1-b_y)$ die Antwort TLG. Für diese zweite Version müßten dann $P_1(d)$ und $P_3(d)$ durch Parallelverschiebung ineinander überführbar sein, da in diesem Fall beide Versionen die gleichen Vorhersagen machen.
Wie der unterschiedliche Verlauf von $\hat{P}_1(d)$ und $\hat{P}_3(d)$ verdeutlicht, ist auch diese Forderung nicht erfüllt.

4.2 Familien von Psychometrischen Funktionen: Belege gegen das Momentmodell

Auch für das Momentmodell lassen sich testbare Eigenschaften bezüglich der Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$ und $P_3(d)$ ableiten, ohne über die Verteilungsformen der Laufzeiten L_x und L_y sowie über die Verteilungsform der Momentdauern M besondere Annahmen machen zu müssen. Diese testbaren Eigenschaften des Momentmodells werden in diesem Kapitel dargestellt.

Zunächst wird für das Momentmodell der Zusammenhang zwischen den geforderten Antworten (LTV, LTG, TLG, TLV) und den sensorischen Zuständen ("xy", "yx", "g") dargestellt: Treffen die neuronalen Signale x und y innerhalb des gleichen Moments M_i am zentralen Zeitmechanismus ein, so resultiert der sensorische Zustand "g". Entsprechend gibt die Versuchsperson zunächst die Antwort G ab. Da keine weitere Information über die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale vorhanden ist, gibt die Versuchsperson danach die Antwort LT mit der Wahrscheinlichkeit b_y und die Antwort TL mit der Gegenwahrscheinlichkeit $(1-b_y)$ ab.

Treffen hingegen die neuronalen Signale x und y zu verschiedenen Momenten am zentralen Zeitmechanismus ein, so wird zunächst die Antwort V abgegeben und danach die Antwort LT im Fall yx und die Antwort TL im Fall xy.

Das folgende empirisch testbare Theorem ist der Ausgangspunkt für weitere Analysen des Momentmodells.

THEOREM 1 Die Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$ und $P_3(d)$ sind die Verteilungsfunktionen der Summe bzw. der Differenz aus Laufzeitunterschied W und Restmomentdauer M^*:

$$P_1(d) = F_{W+M^*}(d)$$

$$P_3(d) = F_{W-M^*}(d).$$

BEWEIS Für $P_1(d)$ gilt laut Definition:

$$P_1(d) = P(LTV|D=d)$$

$$= P("yx"|D=d)$$

$$= P(A_y+M^*<A_x|D=d) \quad (A_3, \text{ Kap. } 3.1.4)$$

$$= P(L_y+M^*<L_x+d)$$

$$= P(L_y-L_x+M^*<d)$$

$$= F_{W+M}(d).$$

Für $P_3(d)$ gilt entsprechend:

$$P_3(d) = 1-P(TLV|D=d) \quad \text{(laut Definition)}$$

$$= 1-P("xy"|D=d)$$

$$= 1-P(A_x+M^*<A_y|D=d)$$

$$= P(A_x+M^*>A_y|D=d)$$

$$= P(L_y-L_x-M^*<d)$$

$$= F_{W-M^*}(d). \qquad ////$$

Theorem 1 schließt wiederum die Dominanz- und die Monotonieeigenschaft ein, die schon im vorherigen Kapitel für das Laufzeitmodell abgeleitet wurden und hier ebenfalls gelten müssen.

Ein zweites Theorem leitet sich aus der besonderen Beschaffenheit der Verteilungsform $f_{M*}(t)$ der Restmomentdauer M* ab. An früherer Stelle wurde schon darauf aufmerksam gemacht, daß die Dichte der Restmomentdauer immer rechtsschief sein muß, ganz unabhängig davon, welche Verteilungsform die Momentdauer M besitzt. Für rechtsschiefe Verteilungen ist der dritte zentrale Moment positiv (vgl. Mood, Graybill und Boes, 1974, S. 73). Diese besondere Verteilungseigenschaft und Theorem 1 führen zu einer weiteren überprüfbaren Vorhersage über die dritten zentralen Momente von $P_1(d)$ und $P_3(d)$:

THEOREM 2 Für beliebige Verteilungen $f_x(t)$, $f_y(t)$ und $f_M(t)$ der Laufzeiten L_x, L_y und der Momentdauer M, muß immer die Schiefe von S_1:=W+M* größer als die Schiefe von S_3:=W-M* sein.

BEWEIS Aufgrund der Additivitätseigenschaft[16] des dritten zentralen Moments für Summen von Zufallsvariablen:

$$(a)\quad E(S_1-E(S_1))^3 = E(W-E(W))^3+E(M^*-E(M^*))^3$$
$$(b)\quad E(S_3-E(S_3))^3 = E(W-E(W))^3-E(M^*-E(M^*))^3.$$

Gl(b) von Gl(a) subtrahiert:

$$E(S_1-E(S_1))^3 = 2E(M^*-E(M^*))^3+E(S_3-E(S_3))^3.$$

Da jedoch immer $E(M^*-E(M^*))^3>0$ gelten muß, folgt:

$$E(S_1-E(S_1))^3>E(S_3-E(S_3))^3.$$ ////

---

[16] Diese Additivitätseigenschaft wird in Anhang V bewiesen.

Wie kann man diese Aussage über die Schiefen von W+M* und W-M* anhand von $P_1(d)$ und $P_3(d)$ an den Daten der Abb. 19 überprüfen? Dazu ein Vorschlag: $P_1(d)$ und $P_3(d)$ sind die Verteilungsfunktionen der Dichten $f_{W+M*}(d)$ und $f_{W-M*}(d)$ nach Theorem 1. Gezeigt wurde, daß die Schiefe von $f_{W+M*}(d)$ positiver, als die von $f_{W-M*}(d)$ sein muß (vgl. Abb. 21).

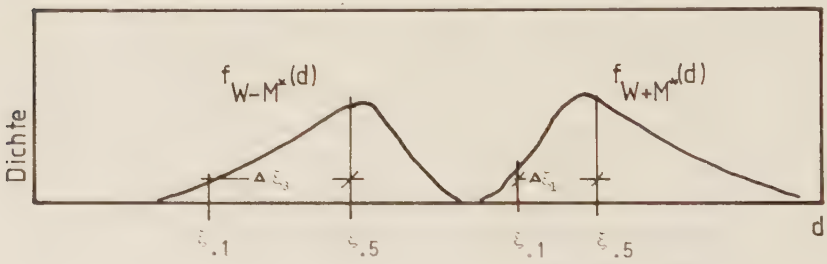


Abb. 21. Die Dichten $f_{W+M*}(d)$ und $f_{W-M*}(d)$ der entsprechenden Psychometrischen Funktionen $P_1(d)$ und $P_3(d)$. $\xi_{.1}$ und $\xi_{.5}$ sind die 10-te und 50-te Perzentile dieser Verteilungen. Der Perzentilabstand $\Delta\xi=\xi_{.5}-\xi_{.1}$ gibt jeweils Aufschluß über die Schiefe der Verteilung.

Deswegen muß der Perzentilabstand $\Delta\xi_1 (:=\xi_{.5}-\xi_{.1})$ für $F_{W-M*}(d)$ kleiner als bei $\Delta\xi_3 (:=\xi_{.5}-\xi_{.1})$ für $F_{W+M*}(d)$ ausfallen, was sich direkt in Abb. 20 bestimmen läßt.

Durch Interpolation erhält man anhand Abb. 19 für die Versuchspersonen T.M., A.J. und B.P. die entsprechenden Werte für $\Delta\xi_1$ von 50-ms, 50-ms und 60-ms und die entsprechenden Werte für $\Delta\xi_3$ von 125-ms, 150-ms und 170-ms. Die geforderte Beziehung zwischen den beiden Perzentilabständen ist für keine Versuchsperson erfüllt, was gegen die Angemessenheit des Momentmodells spricht.

4.3 Anpassungsgüte des Aufmerksamkeitswechsel- und des Totzeitmodells

Ohne spezielle Verteilungsannahmen für die Zufallsvariablen (X,Y,W) beim Aufmerksamkeitswechselmodell und für die Zufallsvariablen (Z_x,Z_y,W) beim Totzeitmodell lassen sich diese Modelle nicht überprüfen. Um eine Vielzahl alternativer Verteilungen approximieren zu können, haben wir für diese Zufallsvariablen sehr flexible Verteilungen angenommen. Unter den so getroffenen Annahmen kann dann die empirische Angemessenheit der Modelle mit Hilfe eines Minimum-Chiquadrat-Tests beurteilt werden. In diesem Kapitel soll die Vorgehensweise bei der Modellüberprüfung skizziert und die Ergebnisse der Modellüberprüfung diskutiert werden.

Der Zusammenhang zwischen den Antworten (TLV,TLG,LTV,LTG) und den sensorischen Zuständen ("xy","yx","g") sei wieder folgender: Im sensorischen Zustand "xy" bzw. "yx" resultiert die Antwort TLV bzw. LTV. Im sensorischen Zustand "g" wird auf jeden Fall mit G geantwortet, und da keine weitere Information über die Ankunftsreihenfolge vorhanden ist, wird anschließend die Antwort LT mit der Wahrscheinlichkeit b_y und TL mit der Gegenwahrscheinlichkeit $(1-b_y)$ abgegeben. Mit Hilfe der Zustandswahrscheinlichkeiten P("xy"|D=d), P("yx"|D=d) und P("g"|D=d), die sowohl für das Totzeitmodell (vgl. Gl(11)), als auch für das Aufmerksamkeitswechselmodell (vgl. Gl(8)) abgeleitet wurden, lassen sich die für den Minimum-Chiquadrat-Test benötigten theoretischen Antwortwahrscheinlichkeiten bestimmen:

$$P_{1j}(\theta) := P(LTV|D=d_j) = P("yx"|D=d_j)$$

$$P_{2j}(\theta) := P(TLV|D=d_j) = P("xy"|D=d_j)$$

$$P_{3j}(\theta) := P(LTG|D=d_j) = b_y P("g"|D=d_j)$$

$$P_{4j}(\theta) := P(TLG|D=d_j) = (1-b_y) P("g"|D=d_j).$$

Vereinfachend wurde die Schreibweise $P_{ij}(\theta)$, (i=1,2,3,4), (j=1,...,9), eingeführt. Für die Berechnung von $P_{ij}(\theta)$ müssen jeweils die entsprechenden Modellparameter spezifiziert sein. Das Argument $\theta\varepsilon\Theta$ drückt diese Spezifikation aus; dabei stellt Θ den Parameterraum dar.

Zur Oberprüfung der Modelle wird für jede einzelne Versuchsperson die Minimum-Chiquadrat-Statistik (MCS) berechnet (vgl. Mood, Graybill und Boes, 1974, S. 442 ff.):

$$(13) \quad MCS := \sum_{i,j} \frac{(f_{oij} - f_{eij}(\hat{\theta}))^2}{f_{eij}(\hat{\theta})} \quad .$$

$f_{eij}(\hat{\theta}) = P_{ij}(\hat{\theta}) f_{oi.}$ ist dabei die erwartete und f_{oij} die beobachtete Häufigkeit der (i,j)-ten Bedingung.

$\hat{\theta}\varepsilon\Theta$ sind diejenigen Modellparameter, bei welchen die MCS der Gl(13) minimal ist. Die Absuche des Parameterraumes Θ nach $\hat{\theta}$ erfolgt mittels der Minimierungsprozedur E04JAF (NAG, 1978).

Unter Modellgültigkeit ist die MCS annähernd chiquadratverteilt mit df=n-k Freiheitsgraden. n ist die Anzahl der unabhängigen Versuchszellen (hier: n=9x3=27), und k ist die Anzahl der zu schätzenden Modellparameter.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der Modellanpassungen für das Aufmerksamkeitswechsel-, das Totzeitmodell, und als Vergleichsmöglichkeit dazu, zusätzlich für beide Laufzeitmodellversionen dargestellt.

Tabelle 2

Ergebnisse der Modellanpassungen: Minimum-Chiquadrat-Statistiken (MCS) und Freiheitsgrade (df) des Aufmerksamkeitswechsel-, Totzeit- und Laufzeitmodells (Version 1 und Version 2) für die Versuchspersonen T.M., A.J. und B.P.

	Modell							
	Aufmerksamkeits-wechselmodell		Totzeitmodell		Laufzeitmodell Version 1		Laufzeitmodell Version 2	
Versuchs-person	MCS	df	MCS	df	MCS	df	MCS	df
T.M.	211.9	20	146.9	16	205.1	20	144.0	20
A.J.	131.6	20	110.7	16	143.2	20	109.9	20
B.P.	106.4	20	84.1	16	124.2	20	83.1	20
∑MCS, ∑df	449.9	60	341.7	48	474.4	60	337.1	60

Anmerkung: Die Wahrscheinlichkeit, daß die MCS größer als die beobachtete ausfällt, ist in jedem einzelnen Fall kleiner als .001.

Die MCS aller Modelle sind hochsignifikant und die Nullhypothese der Modellgültigkeit muß abgelehnt werden. Für einen allgemeinen Vergleich der vier Modelle sind in der letzten Zeile der Tabelle 2 die MCS und die Freiheitsgrade der einzelnen Modelle aufsummiert.[17]. Da die Freiheitsgrade der Modelle bis auf die Ausnahme des Totzeitmodells gleich sind, lassen sich die entsprechenden $\sum$MCS direkt miteinander vergleichen. Die $\sum$MCS des Aufmerksamkeitswechsel- und des Totzeitmodells liegen zwischen denen der beiden Laufzeitversionen[18]. In Abb. C2 und Abb. E3 sind die Vorhersagen des Aufmerksamkeitswechsel- und des Totzeitmodells für alle Versuchspersonen dargestellt. Die Vorhersagen der beiden Modelle unterscheiden sich nicht nennenswert. Für alle Versuchspersonen lassen sich die gleichen systematischen Unterschiede zwischen den Modellvorhersagen und den Daten beobachten: Erstens, die Abstiege bzgl. P(LTV|D=d) und P(TLV|D=d) sind nicht steil genug. Zweitens, die vorhergesagten Verläufe von P(LTG|D=d) und P(TLG|D=d) sind zu flach.

---

[17] Die Summe $\sum_{i=1}^{m}$ MCS$_i$ chiquadratverteilter Zufallsvariablen MCS$_i$, (i=1,....,m), mit den Freiheitsgraden df$_i$ ist wiederum chiquadratverteilt mit $\sum_{i=1}^{m}$ df$_i$ Freiheitsgraden (vgl. Mood, Graybill und Boes, 1974, S. 241 ff.).

[18] Das Laufzeitmodell (Version 2) ist ein Spezialfall des Totzeitmodells im Fall VAR(I_x)=VAR(I_y)=0, so daß theoretisch die MCS des Totzeitmodells niemals kleiner als die MCS des Laufzeitmodells sein kann. Daß dies trotzdem so ist, ist einem Problem bei der numerischen Integration der Gl(11) zuzuschreiben: Die numerische Prozedur zur Auswertung des Integrals der Gl(11) konvergierte für kleine Varianzen von VAR(I_x)-VAR(I_y) nur sehr langsam, so daß für Werte MIN(VAR(I_x), VAR(I_y))<.0009-ms die Minimierung von Gl(13) abgebrochen werden mußte, ohne daß das absolute Minimum von MCS gefunden war.

T.M.

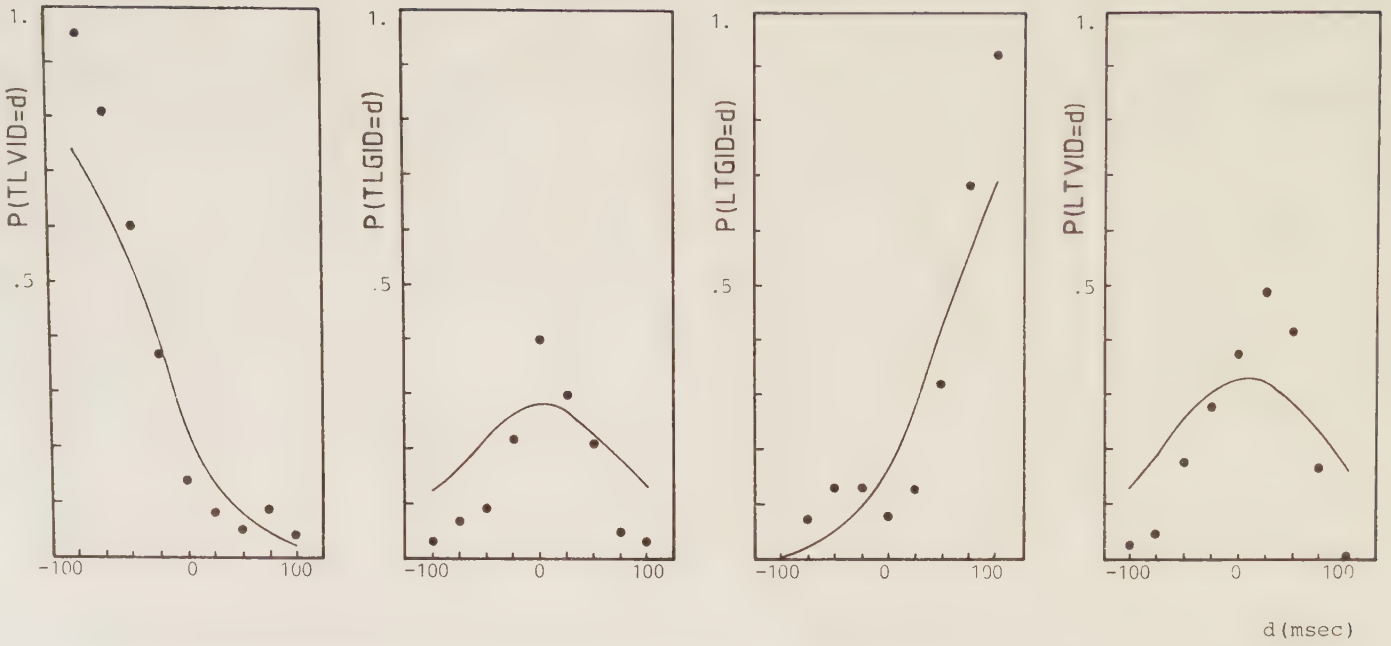


Abb. 22a. Vorhersagen des Aufmerksamkeitswechselmodells für Versuchsperson T.M.

A.J.

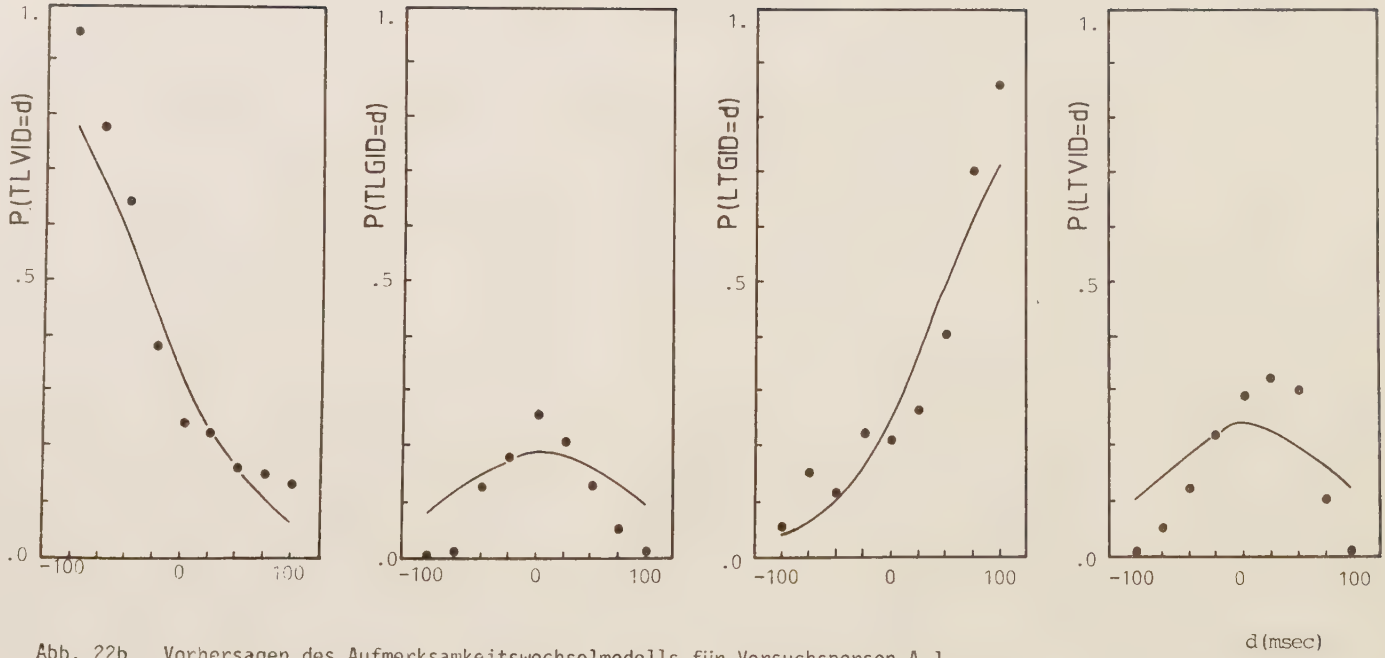


Abb. 22b. Vorhersagen des Aufmerksamkeitswechselmodells für Versuchsperson A.J.

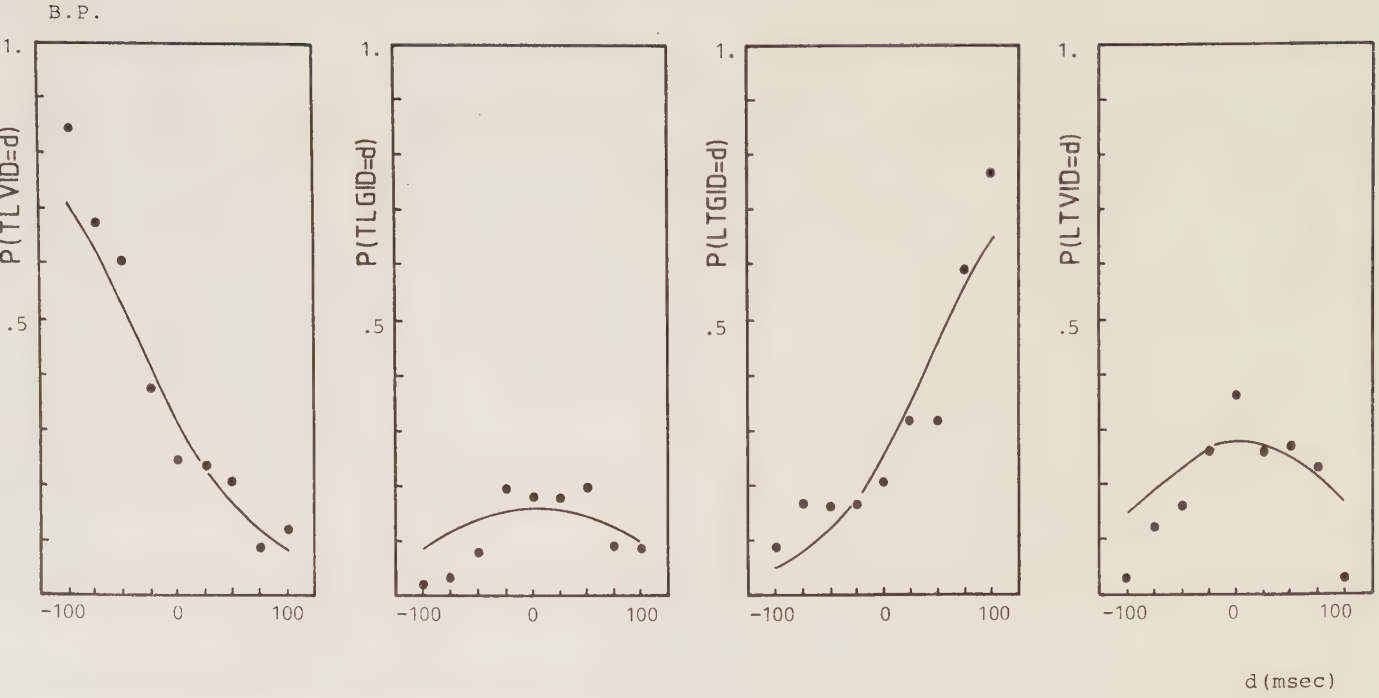


Abb. 22c. Vorhersagen des Aufmerksamkeitswechselmodells für Versuchsperson B.P.

T.M.

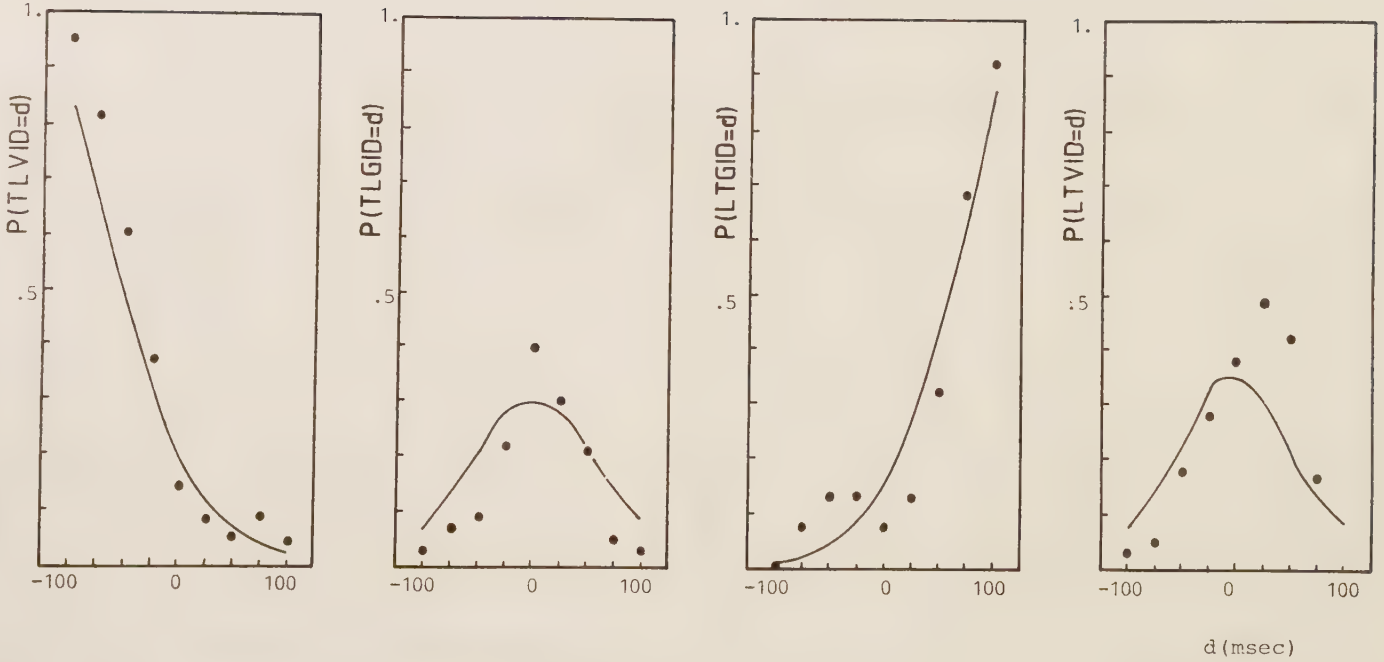


Abb. 23a. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson T.M.

A.J.

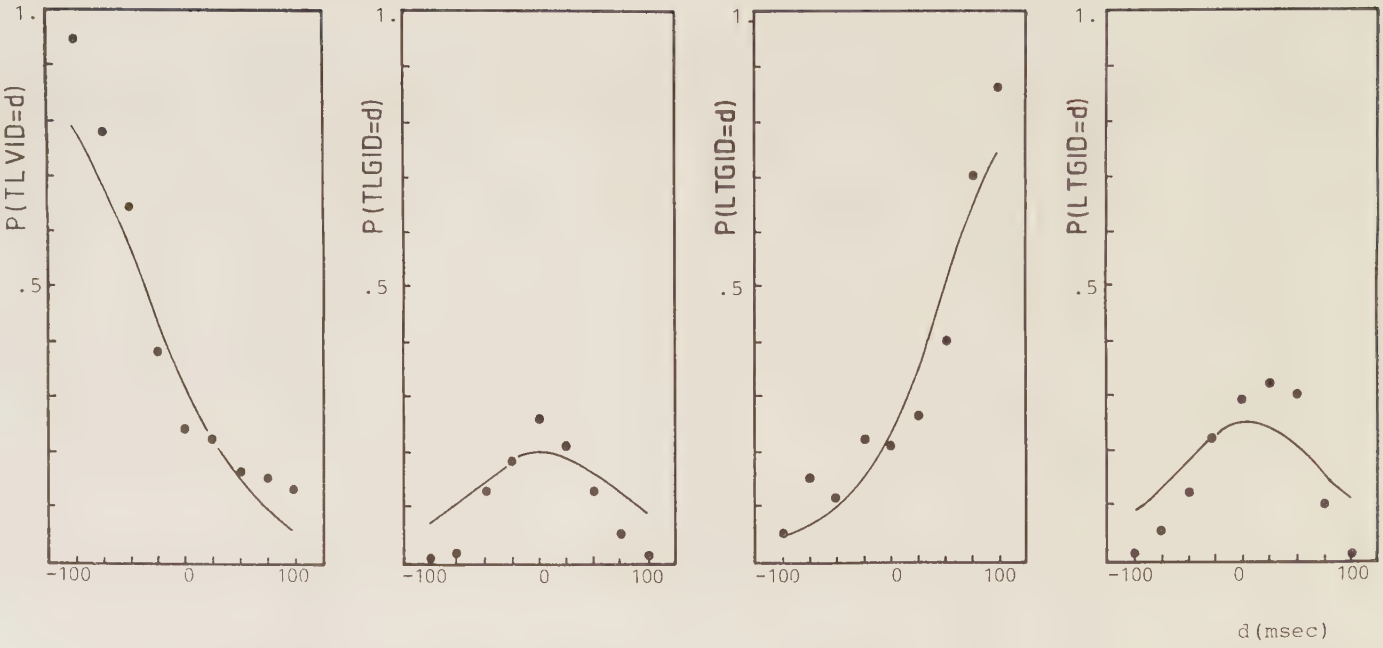


Abb. 23b. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson A.J.

B.P.

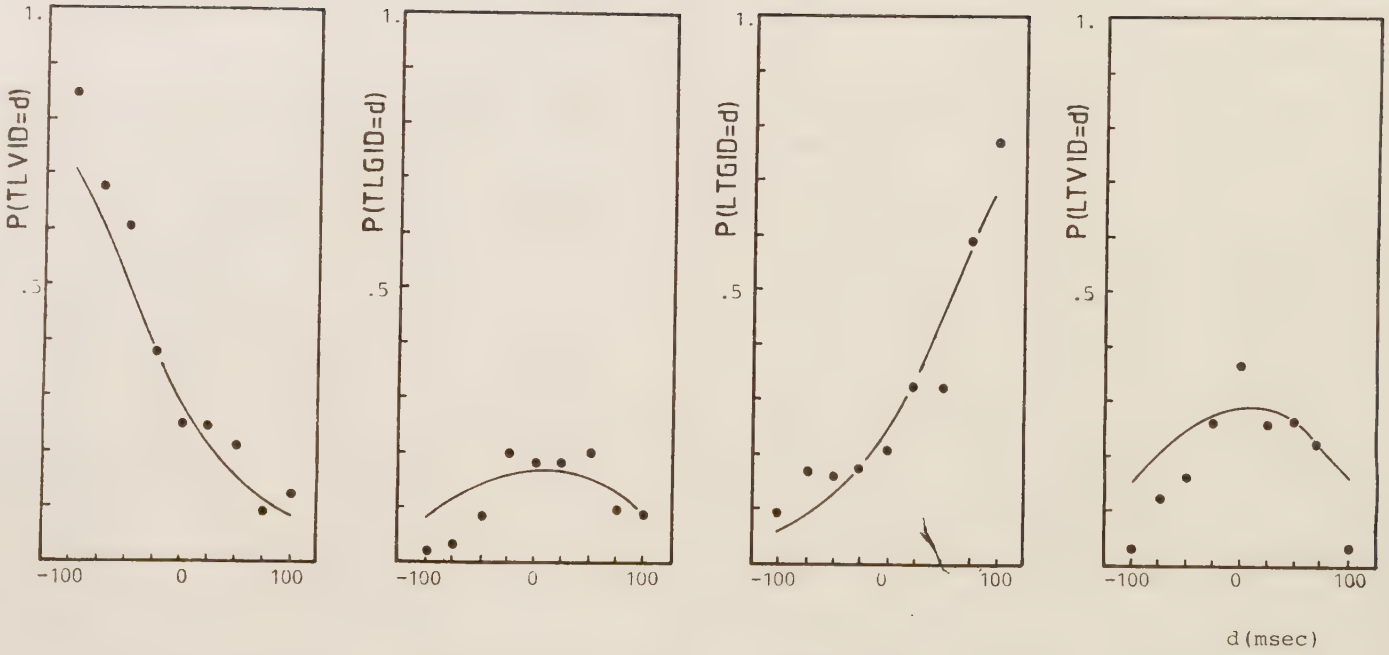


Abb. 23c. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson B.P.

5.0 Zusammenfassung des fünften Kapitels

In diesem Kapitel wird ein neues Modell - das Zeitschrankenmodell - vorgestellt, formalisiert und überprüft.

5.1 Die Grundannahmen des Zeitschrankenmodells:

Das erste neuronale Signal, das den zentralen Zeitmechanismus erreicht, löst eine Zeitschranke S aus. Erst wenn diese Zeitschranke abgelaufen ist und das zweite neuronale Signal den zentralen Zeitmechanismus noch nicht erreicht hat, werden detailliertere und aufwendigere Analysen durchgeführt, um zu registrieren, welches neuronale Signal zuerst am zentralen Zeitmechanismus eintraf. Trifft das zweite neuronale Signal vor Ablauf der Zeitschranke S am zentralen Zeitmechanismus ein, resultiert sofort der sensorische Zustand "g".
Für eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge muß zwischen dem erstankommenden und dem zweiten neuronalen Signal mindestens die Zeit (S+I) verstreichen. Verstreicht hingegen zwischen den beiden Ankünften die Zeit S und nicht die Zeit (S+I), so resultiert der sensorische Zustand "v". In diesem Zustand wird nur eine Aufeinanderfolge der Reize S_x und S_y wahrgenommen und nicht, ob S_x oder S_y zuerst erschien.

Es werden zwei Spezialfälle (parallele- und serielle Identifikationsprozesse) diskutiert, um mögliche Informationsverarbeitungsweisen aufzuzeigen, die dem Zeitschrankenmodell entsprechen können. Die zur Modellüberprüfung notwendigen Annahmen werden wieder explizit dargestellt und sind am Ende dieses Kapitels zusammengefaßt.

5.2 Formale Charakterisierung des Zeitschrankenmodells:

Die Zustands- und die Antwortwahrscheinlichkeiten werden hergeleitet.

5.3 Überprüfung des Zeitschrankenmodells:

Es wird eine Modellanpassung (Minimum-Chiquadrat-Verfahren) durchgeführt, dargestellt und diskutiert. Das Zeitschrankenmodell kann die wesentlichen Merkmale (z.B. Nicht-Monotonie) der Daten von Allan's Experiment vorhersagen.

5.1 Die Grundannahmen des Zeitschrankenmodells

Im vorhergehenden Kapitel wurde gezeigt, daß keines der früher dargestellten Modelle in der Lage ist, die Daten von Allan's Experiment zum Reihenfolgeurteil zu beschreiben. In diesem Kapitel wird ein Modell - das Zeitschrankenmodell - dargestellt, das hierzu in der Lage ist. Auch das Zeitschrankenmodell ist ein Spezialfall des allgemeinen Kanalmodells, doch im Gegensatz zu den bisher dargestellten Modellen, ist das Zeitschrankenmodell durch einen weiteren sensorischen Zustand gekennzeichnet.

Den Modellen, die wir bisher diskutierten, liegt die gemeinsame Annahme zugrunde, daß entweder der sensorische Zustand "yx", "xy" oder "g" resultiert. Man kann sich jedoch einen weiteren sensorischen Zustand "v" vorstellen, bei welchem nur eine Aufeinanderfolge der neuronalen Signale registriert wurde, und daher keine weitere Information darüber vorhanden ist, welches neuronale Signal das erste und welches das letzte war.

Die Existenz eines solchen Ungleichzustandes "v" wird besonders durch Untersuchungen aus dem Bereich der Tonhöhenunterscheidung nahegelegt: schon im Jahre 1901 deutete Whipple aufgrund von introspektiven Untersuchungen auf die Existenz eines solchen sensorischen Zustandes "v" hin. Mit ziemlicher Sicherheit, bemerkte Whipple, könne man beispielsweise die Verschiedenheit zweier Töne (z.B. 400-Hz versus 410-Hz) wahrnehmen, ohne jedoch beurteilen zu können, welcher der beiden Töne der tiefere und welcher der höhere sei.

In seiner Theorie zur Tonhöhenunterscheidung geht Wickelgren (1969) von der Vorstellung aus, der Vergleichsprozeß werde von zwei unabhängigen Systemen geleistet: ein System stellt nur die Ähnlichkeit zwischen den Tönen fest und ein weiteres System die Richtung des Unterschieds. Die Vorhersagen seines Modells ließen sich experimentell bestätigen. Obwohl Wickelgren's Theorie nicht direkt auf das Reihenfolgeurteil übertragbar ist, motiviert sie doch dazu, ein Pro-

zeßmodell zu entwerfen, das zu ähnlichen Teilanalysen fähig ist.

Wie müssen die dem Reihenfolgeurteil zugrundeliegenden mentalen Prozesse strukturiert sein, damit zusätzlich der sensorische Zustand "v" resultiert? Es wird eine Verallgemeinerung des Totzeitmodells vorgestellt, bei welcher ein Ungleichzustand "v" zwangsweise resultiert: da die Laufzeiten L_x und L_y der neuronalen Signale x und y Zufallsvariablen sind, resultiert auch bei Gleichzeitigkeit (d=0) ein Ankunftsunterschied, der jedoch in der Regel nicht groß ist. Daher wäre es sinnvoll, wenn bei kleinen Ankunftsunterschieden ohne aufwendigere und detailliertere Analysen sofort der sensorische Zustand "g" resultierte. Erst ein größerer Ankunftsunterschied sollte eine detailliertere Analyse der Ankunftsreihenfolge bewirken. Beim Zeitschrankenmodell werden zwei Verarbeitungsphasen (S und I) angenommen, die diesen Überlegungen entsprechen: das zuerst ankommende neuronale Signal startet die Zeitschranke S am zentralen Zeitmechanismus (vgl. Abb. 24a). Trifft vor dem Ablauf dieser Zeitschranke das zweite neuronale Signal am zentralen Zeitmechanismus ein, so resultiert sofort der sensorische Zustand "g", ohne daß näher analysiert werden muß, welches das erste und welches das zweite neuronale Signal ist.

Um hingegen die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale eindeutig registrieren zu können, müssen zwei aufeinanderfolgende Verarbeitungsphasen zwischen der Ankunft des ersten und des zweiten neuronalen Signals beendet sein (vgl. Abb. 24b).

Zunächst muß die Zeitschranke S abgelaufen sein, bevor das zweite neuronale Signal am zentralen Zeitmechanismus eintrifft. Das erste neuronale Signal hat somit mindestens einen Vorsprung von S-ms. Dieser Vorsprung signalisiert, die Reize S_x und S_y wurden nicht gleichzeitig dargeboten.

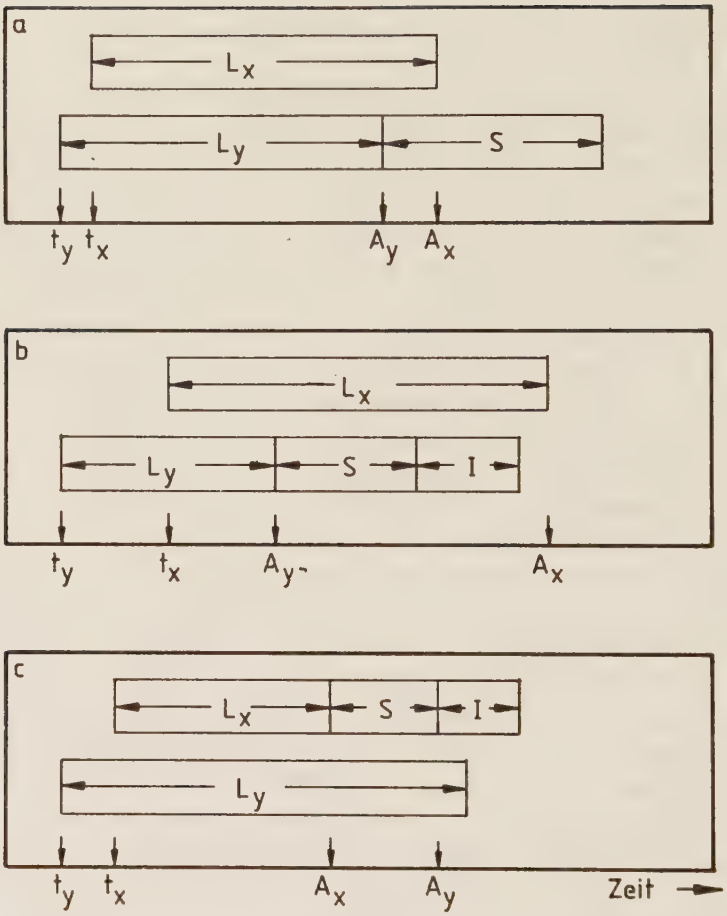


Abb.24 Drei unterschiedliche Registrationsausgänge des Zeitschrankenmodells.
(a) Die Ankunft des zweiten neuronalen Signals x am zentralen Zeitmechanismus erfolgt, bevor die Zeitschranke S abgelaufen ist. Es resultiert der sensorische Zustand "g".
(b) Die Ankunft des zweiten neuronalen Signals x am zentralen Zeitmechanismus erfolgt, nachdem die Zeitschranke S abgelaufen und die Identifikationsphase abgeschlossen ist. Es resultiert der sensorische Zustand "yx".
(c) Das zweite neuronale Signal trifft während der Identifikationsphase ein. Eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge ist daher unmöglich. Es resultiert der sensorische Zustand "v", da die Zeitschranke S schon abgelaufen ist.

Da in der ersten Verarbeitungsphase detailliertere und aufwendigere Analysen unterbleiben und deswegen nicht registriert wurde, ob das neuronale Signal x oder y die Zeitschranke S auslöste, muß dies jetzt in der zweiten Verarbeitungsphase - der Identifikationsphase - nachgeholt werden. In der Identifikationsphase wird überprüft, ob in Kanal k_x oder k_y ein neuronales Signal vorhanden ist. Diese Identifikationsphase ist jedoch nicht augenblicklich abgeschlossen, sondern für eine eindeutige Identifikation ist mindestens die Zeit I notwendig, wobei die Dauer der Identifikationsphase sogar länger als die Zeit I sein kann. Ist nun die Zeit (S+I) verstrichen, bevor das zweite neuronale Signal am zentralen Zeitmechanismus eintrifft, so kann die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale eindeutig registriert werden, und es resultiert der entsprechende sensorische Zustand "xy" bzw. "yx".

Unter welchen Bedingungen resultiert jedoch der sensorische Zustand "v"? Trifft das zweite neuronale Signal am zentralen Zeitmechanismus ein, bevor die für eine eindeutige Identifikation benötigte Zeit I abgelaufen ist, so resultiert der sensorische Zustand "v" (vgl. Abb. 24c): der Ankunftsunterschied zwischen dem ersten und zweiten neuronalen Signal war so groß, daß eine gleichzeitige Darbietung von S_x und S_y ausgeschlossen werden kann.

Bevor die Annahmen des Zeitschrankenmodells zusammengefaßt werden, sollen zunächst zwei unterschiedliche Identifikationsprozesse diskutiert werden, die Spezialfälle des Zeitschrankenmodells darstellen.

Zunächst wird ein serieller Identifikationsprozeß dargestellt: nachdem die Zeitschranke S abgelaufen ist, werden die Kanäle k_x und k_y nacheinander überprüft, ob ein neuronales Signal vorhanden ist oder nicht. Die Überprüfung eines sensorischen Kanals könnte darin bestehen, daß die Anzahl der Aktionspotentiale, die in einer bestimmten Zeit

ausgezählt werden (McGill, 1967) oder die Zeit, die verstreichen muß, bis eine bestimmte Anzahl von Aktionspotentialen ausgezählt ist (Luce and Green, 1972), als Kriterium für das Vorhandensein eines neuronales Signals fungieren. Diese Überprüfung der Kanäle soll jedoch nicht abbrechend, sondern erschöpfend sein, d.h. es werden die Kanäle k_x und k_y nacheinander überprüft, und erst nachdem beide Kanäle überprüft sind, wird resümiert. Mit der Wahrscheinlichkeit p werde dabei zuerst Kanal k_x und dann k_y überprüft und mit der Gegenwahrscheinlichkeit (1-p) zuerst k_y und dann k_x. Erschöpfende Prozesse konnten schon im Zusammenhang mit Erinnerungsprozessen bestätigt werden (Sternberg, 1969, 1973).

Anhand dieser Annahmen kann man erklären, warum der sensorische Zustand "v" auftreten kann. Abb. 25 diene zur Verdeutlichung dieses Ereignisses: zunächst trifft das neuronale Signal x am zentralen Zeitmechanismus zum Zeitpunkt A_x ein und löst die Zeitschranke S aus. Die Zeitschranke S läuft ab, ohne daß y ankam - es beginnt daher die Identifikationsphase, um feststellen zu können, welches neuronale Signal die Zeitschranke S auslöste. Dazu werden die Kanäle k_x und k_y nacheinander überprüft. In jedem Kanal werden für eine bestimmte Dauer C die auftretenden Aktionspotentiale gezählt (McGill, 1967). Übersteigt die so ermittelte Anzahl von Aktionspotentialen eine kritische Anzahl, so sei dies ein Hinweis auf das Vorhandensein eines neuronalen Signals.

In Abb. 25a wird zunächst Kanal k_y angesteuert. Innerhalb der Zeit C_y wird jedoch nur ein Aktionspotential gezählt, was darauf hinweist, daß y nicht vorhanden ist. Anschließend wird Kanal k_x überprüft und das neuronale Signal x registriert. Nachdem beide Kanäle überprüft sind, kann resümiert werden. Da neuronale Aktivität nur in k_x festgestellt wurde, ist die Registration der Ankunftsreihenfolge eindeutig. Es resultiert der sensorische Zustand "xy".

Hingegen kann die Ankunftsreihenfolge in Abb. 25b nicht eindeutig registriert werden. Hier wird zunächst k_x überprüft und dabei x registriert. Da der Identifikationsprozeß

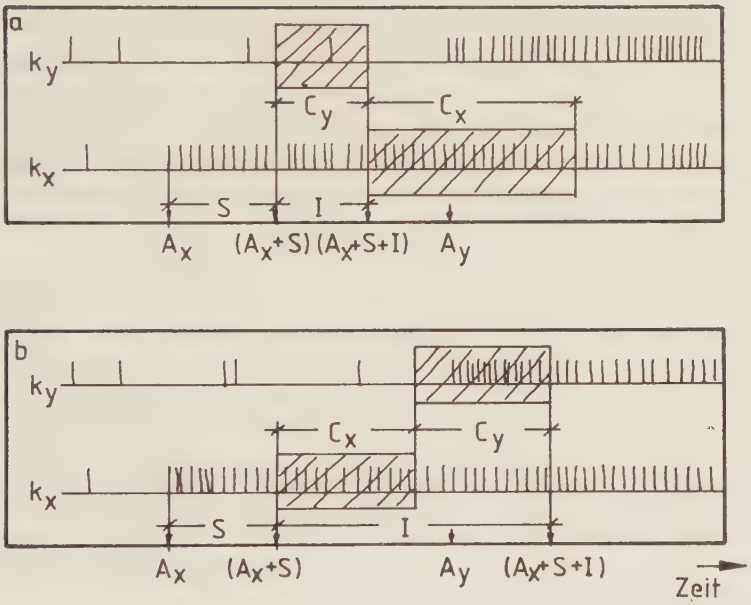


Abb.25 Beispiel eines seriellen Identifikationsprozesses. In (a) und (b) trifft zuerst x zum Zeitpunkt A_x, und, nachdem die Zeitschranke S abgelaufen ist, trifft y am zentralen Zeitmechanismus ein. Die Aktionspotentiale in k_x und k_y verdeutlichen des Vorhandensein von x und y - abgesehen von möglichen Spontanaktivitäten. (a) und (b) unterscheiden sich in der Oberprüfungsreihenfolge. (a) Zuerst wird für die Dauer C_y Kanal k_y und dann für die Dauer C_x Kanal k_x überprüft. Neuronale Aktivität kann nur in k_x festgestellt werden, somit resultiert eindeutig der sensorische Zustand "xy". (b) Zuerst wird k_x und dann k_y überprüft. Da beidesmal neuronale Aktivität festgestellt wird, ist die Ankunftsreihenfolge nicht eindeutig zu bestimmen. Es resultiert der sensorische Zustand "v".

erschöpfend ist, muß noch k_y überprüft werden. Während der Überprüfung von k_y trifft y am zentralen Zeitmechanismus ein und wird ebenfalls registriert. Nachdem die Identifikationsphase zum Zeitpunkt (A_x+S+I) vollständig abgeschlossen ist und resümiert werden kann, ist durch die Registration beider neuronaler Signale x und y eine eindeutige Aussage über die Ankunftsreihenfolge unmöglich. Es resultiert jedoch der sensorische Zustand "v", da y am zentralen Zeitmechanismus ankam, nachdem die Zeitschranke S abgelaufen war.

Definiert man die Zufallsvariable I als diejenige Zeit, die mit dem Ablauf der Zeitschranke S beginnt und bis zur vollständigen Überprüfung des Kanals mit dem später eintreffenden neuronalen Signal andauert, so kann man damit die Bedingung für eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge genau bestimmen: trifft das zweite neuronale Signal nach Ablauf der Zeit (A_1+S+I) am zentralen Zeitmechanismus ein, so wird die entsprechende Ankunftsreihenfolge eindeutig registriert. A_1 ist dabei die Ankunftszeit des ersten neuronalen Signals (vgl. Abb. 25). Diese Definition verdeutlicht, daß der serielle Identifikationsprozeß ein Spezialfall des Zeitschrankenmodells ist.

Ein <u>paralleler Identifikationsprozeß</u> ist ebenfalls ein Spezialfall des Zeitschrankenmodells: k_x und k_y werden gleichzeitig überprüft, sobald die Zeitschranke S abgelaufen ist (vgl. Abb. 26). Wiederum sei angenommen, die Identifikationsphase sei nach der Überprüfung beider Kanäle abgeschlossen. Trifft das zweite neuronale Signal nach der Überprüfung seines Kanals ein, so ist die Ankunftsreihenfolge eindeutig registrierbar. Trifft hingegen das zweite neuronale Signal während der Überprüfung seines Kanals ein, so ist die Ankunftsreihenfolge nicht eindeutig zu registrieren, und es resultiert der sensorische Zustand "v". Der letztere Fall ist in Abb. 26 verdeutlicht.

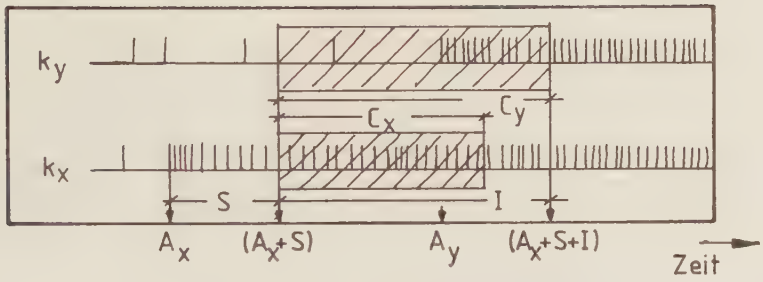


Abb. 26 Beispiel eines parallelen Identifikationsprozesses. x und y treffen zum Zeitpunkt A_x und A_y am zentralen Zeitmechanismus ein. Die Aktionspotentiale in k_y und in k_x verdeutlichen das Vorhandensein von x und y - abgesehen von möglicher Spontanaktivität. Beide Kanäle werden gleichzeitig für die Dauer C_x und C_y überprüft. y trifft jedoch während der Überprüfung von k_y am zentralen Zeitmechanismus ein. Eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge xy am Ende des Identifikationsprozesses zum Zeitpunkt (A_x+S+I) ist nicht möglich, und es resultiert der sensorische Zustand "v".

Es sei die Zufallsvariable I die Überprüfungsdauer des Kanals mit dem später eintreffenden neuronalen Signal. Für den parallelen Identifikationsprozeß gilt dann: verstreicht zwischen dem Ablauf der Zeitschranke S und der Ankunft des zweiten neuronalen Signals mindestens die Zeit I, so ist eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge möglich.

Sicherlich sind die eben dargestellten seriellen und parallelen Identifikationsprozesse nicht die einzigen, die in das allgemeine Grundschema des Zeitschrankenmodells passen. Ebenfalls lassen sich parallele und serielle Modelle nicht unterscheiden (Vorberg, 1977), so daß nur die Überprüfung des allgemeinen Zeitschrankenmodells sinnvoll ist.

Die Überprüfung des Zeitschrankenmodells erfordert explizite Verteilungsannahmen und Annahmen über den Zusammenhang zwischen den sensorischen Zuständen ("xy", "yx", "v", "g") und den Antworten (LTV, LTG, TLG, TLV):

A_1: Damit eine eindeutige Registration der Ankunftsreihenfolge möglich ist, muß zwischen dem erstankommenden und dem folgenden neuronalen Signal die Zeit (S+I) verstreichen (vgl. Abb. 24b). Bei einer eindeutigen Registration der Ankunftsreihenfolge wird die Antwort LT im Fall xy und die Antwort TL im Fall yx abgegeben.

A_2: Wenn zwischen dem erstankommenden und dem darauf folgenden neuronalen Signal die Zeit S, nicht aber die Zeit I verstreicht, so resultiert der sensorische Zustand "v". (Vgl. Abb. 24c). Im sensorischen Zustand "v" antwortet die Versuchsperson auf jeden Fall mit V. Da keine weitere Information über die Ankunftsreihenfolge der neuronalen Signale vorhanden ist, gibt sie danach die Antwort LT mit der Wahrscheinlichkeit q und die Antwort TL mit der Gegenwahrscheinlichkeit (1-q) ab.

A_3: Wenn zwischen dem erstankommenden und dem darauffolgenden neuronalen Signal noch nicht die Zeit S verstrichen ist, so resultiert der sensorische Zustand "g" (vgl. Abb. 24a). Hier gibt die Versuchsperson zunächst die Antwort G ab. Anschließend werden die Antworten LT und TL mit den Wahrscheinlichkeiten b und (1-b) abgegeben.

A_4: Die Zeitschranken S und I sind unabhängige, weibullverteilte Zufallsvariablen: $S \sim WEI(\lambda_S, \beta_S, \gamma_S)$, $I \sim WEI(\lambda_I, \beta_I, \gamma_I)$ (vgl. Anhang III).

A_5: Der Laufzeitunterschied W sei normalverteilt: $W \sim N(\mu, \sigma)$[19].

---

[19] Diese vereinfachende Annahme ist aus rechentechnischen Gründen notwendig. Da anzunehmen ist, daß L_x und L_y aus einer Summe mehrerer Verarbeitungsabschnitte besteht und W zudem eine Differenz zweier Zufalls-

5.2 Formale Charakterisierung des Zeitschrankenmodells

In diesem Kapitel werden die Zustandswahrscheinlichkeiten P("xy"|D=d), P("yx"|D=d), P("v"|D=d) und P("g"|D=d) sowie die Antwortwahrscheinlichkeiten P(LTV|D=d), P(LTG|D=d), P(TLV|D=d) und P(TLG|D=d) hergeleitet, um eine Überprüfung des Zeitschrankenmodells ermöglichen zu können.

Für feste Werte von $s \in S$ und $i \in I$ muß gelten:

$$\begin{aligned} P(\text{"xy"}|D=d,S=s,I=i) &= P(A_x+s+i<A_y|D=d) \quad \text{(aufgrund } A_1\text{)} \\ &= P(s+i<A_y-A_x|D=d) \\ &= P(s+i+d<W) \\ &= 1-F_W(s+i+d). \end{aligned}$$

Dieser Ausdruck muß mit den Dichten $f_S(t)$ und $f_I(t)$ der Zufallsvariablen S und I randomisiert werden, um P("xy"|D=d) zu erhalten:

$$\text{(14a)} \quad P(\text{"xy"}|D=d) = \int_{s\in S}\int_{i\in I}(1-F_W(s+i+d))f_S(s)f_I(i)\,di\,ds$$

$$= 1-\int\int F_W(s+i+d)f_S(s)f_I(i)\,di\,ds. \qquad ////$$

Analog erhält man die Zustandswahrscheinlichkeiten für den sensorischen Zustand "yx":

$$\text{(14b)} \quad P(\text{"yx"}|D=d) = \int\int F_W(d-i-s)f_S(s)f_I(i)\,di\,ds. \qquad ////$$

---

[19] variablen ist, ist die Normalverteilung als Grenzverteilung für $f_W(t)$ angemessen. Dies folgt aus dem zentralen Grenzwertsatz für Summen unabhängiger Zufallsvariablen (vgl. das Theorem von Liapounov, in: DeGroot, 1975, S. 228 ff.)

Für feste Werte $s \in S$ und $i \in I$ resultiert zunächst für den sensorischen Zustand "v":

$$\begin{aligned} P(\text{"v"}|D=d,S=s,I=i) &= P(A_x+s<A_y<A_x+s+z|D=d) \\ &\quad +P(A_y+s<A_x<A_y+s+z|D=d) \text{ (aufgrund } A_2) \\ &= P(d+s<W<d+s+i) + P(d-s<W<d-s-i) \\ &= F_W(d+s+i) - F_W(d+s) \\ &\quad +F_W(d-s) - F_W(d-s-i), \end{aligned}$$

und schließlich:

$$(14c) \quad P(\text{"v"}|D=d) = \int\int F_W(d+s+i) f_S(s) f_I(i) di ds - \int F_W(d+s) f_S(s) ds + \int F_W(d-s) f_S(s) ds - \int\int F_W(d-s-i) di ds. \quad ////$$

Für den sensorischen Zustand "g" gilt ebenfalls zunächst:

$$\begin{aligned} P(\text{"g"}|D=d,S=s,I=i) &= P(A_x<A_y<A_x+s|D=d) \\ &\quad +P(A_y<A_x<A_y+s|D=d) \qquad \text{(aufgrund } A_3) \\ &= F_W(s+d) - F_W(d) \\ &\quad +F_W(d) - F_W(d-s) \\ &= F_W(d+s) - F_W(d-s), \end{aligned}$$

und schließlich:

$$(14d) \quad P(\text{"g"}|D=d) = \int F_W(d+s) ds - \int F_W(d-s) f_S(s) ds. \quad ////$$

Die Berechnung der Zustandswahrscheinlichkeiten nach G1(14) erfordert die numerische Auswertung der Doppelintegrale $\int\int F_W(d+s+i) f_S(s) f_I(i) di ds$ und $\int\int F_W(d-s-i) f_S(s) f_I(i) di ds$, sowie die numerische Auswertung der Einfachintegrale $\int F_W(d+s) f_S(s) ds$ und $\int F_W(d-s) f_S(s) ds$. Diese Integrale werden mit den numerischen Verfahren D01DAF und D01AD (NAG, 1978) ausgewertet.

Zur Durchführung der Modellüberprüfung werden die Antwortwahrscheinlichkeiten benötigt. Annahmen A_1,A_2 und A_3 des Zeitschrankenmodells führen zu Gl (15):

(15a) $P_{1j}(\theta) := P(LTV|D=d_j) = P("xy"|D=d) + qP("v"|D=d)$ (aufgrund A_1,A_2)

(15b) $P_{2j}(\theta) := P(TLV|D=d_j) = P("yx"|D=d) + (1-q)P("v"|D=d)$ (aufgrund A_1,A_2)

(15c) $P_{3j}(\theta) := P(LTG|D=d_j) = bP("g"|D=d_j)$ (nach A_3)

(15d) $P_{4j}(\theta) := P(TLG|D=d_j) = (1-b)P("g"|D=d_j)$ (nach A_3).///

Für die Berechnung von $P_{ij}(\theta)$ müssen zehn Parameter $\theta=(q,b,\lambda_s,\beta_s,\gamma_s,\lambda_I,\beta_I,\gamma_I,\mu_w,\sigma_w)$ spezifiziert werden.

5.3 Überprüfung des Zeitschrankenmodells

Zur Überprüfung des Zeitschrankenmodells werden die MCS nach Gl (13) für jede Versuchsperson berechnet. Die Ergebnisse dieser Modellanpassung sind in Tabelle (3) zusammengefaßt.

Versuchsperson	MCS	df	$P(\chi^2>MCS)$
T.M.	35.7	17	.005
A.J.	21.5	17	.25
B.P.	24.5	17	.11
ΣMCS, Σdf	81.7	51	.01

Tabelle (3): Minimumchiquadratstatistiken (MCS) des Zeitschrankenmodells.

Wie man dieser Tabelle entnehmen kann, läßt sich das Zeit-

schrankenmodell nur für die Versuchsperson T.M. verwerfen. Die MCS aller Versuchspersonen ist jedoch beachtlich klein im Gegensatz zu der entsprechenden MCS des Aufmerksamkeitswechsel-, des Totzeit- und des Laufzeitmodells; auch dort hatten wir fast die gleiche Anzahl der Freiheitsgrade.

Die geschätzten Erwartungswerte und Standardabweichungen der Zufallsvariablen W, S und I sind in Tabelle (4) zusammengefaßt.

Versuchsperson	Parameterschätzungen					
	$\hat{\mu}_W$	$\hat{\sigma}_W$	$\hat{\mu}_S$	$\hat{\sigma}_S$	$\hat{\mu}_I$	$\hat{\sigma}_I$
T.M.	9.6	34.6	51.0	0.0063	54.0	0.062
A.J.	13.8	38.0	49.0	0.063	96.0	0.062
B.P.	16.2	50.3	52.9	0.061	61.0	0.061
Mittel	13.2	41.0	51.0	0.062	70.0	0.062

Tabelle (4): Geschätzte Erwartungswerte und Standardabweichungen der Zufallsvariablen W, S und I. (Angaben in ms).

Hervorzuheben sind hierbei die Standardabweichungen der Zufallsvariablen S und I. Diese Standardabweichungen fallen so klein aus, daß man die Zeitschranken S und I annähernd als Konstanten auffassen könnte. Eine Reanalyse unter dieser Annahme ergibt die gleiche MCS, nur daß die Anzahl der Freiheitsgrade von 51 auf 63 ansteigt - $P(\chi^2 > 83.4 | df=63) = .034$. Dies ist ein positives Ergebnis, wenn man die Anpassung der vorherigen Modelle damit vergleicht.

Auffallend ist auch das einheitliche Bild der geschätzten Parameter in Tabelle (4): Erstens, $\hat{\mu}_W$ ist für alle Versuchspersonen positiv, was einer schnelleren Laufzeit der neuronalen Ereignisse im akustischen Kanal entspricht. Dies ist konsistent mit physiologischen Ergebnissen (Kemp et al.,1937; Marshall et al., 1943). Zweitens, bei allen Versuchspersonen ist die Zeitschranke I länger als die Zeitschranke S. Drit-

T.M.

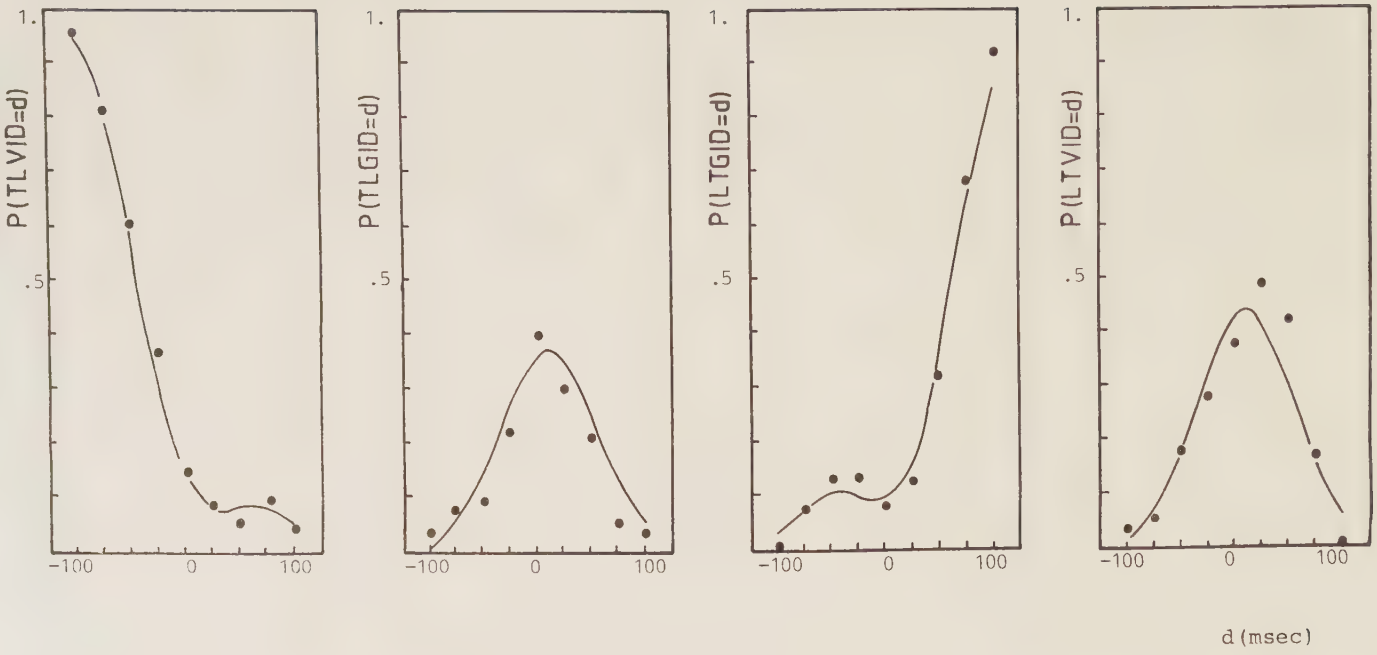


Abb. 27a. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson T.M.

A.J.

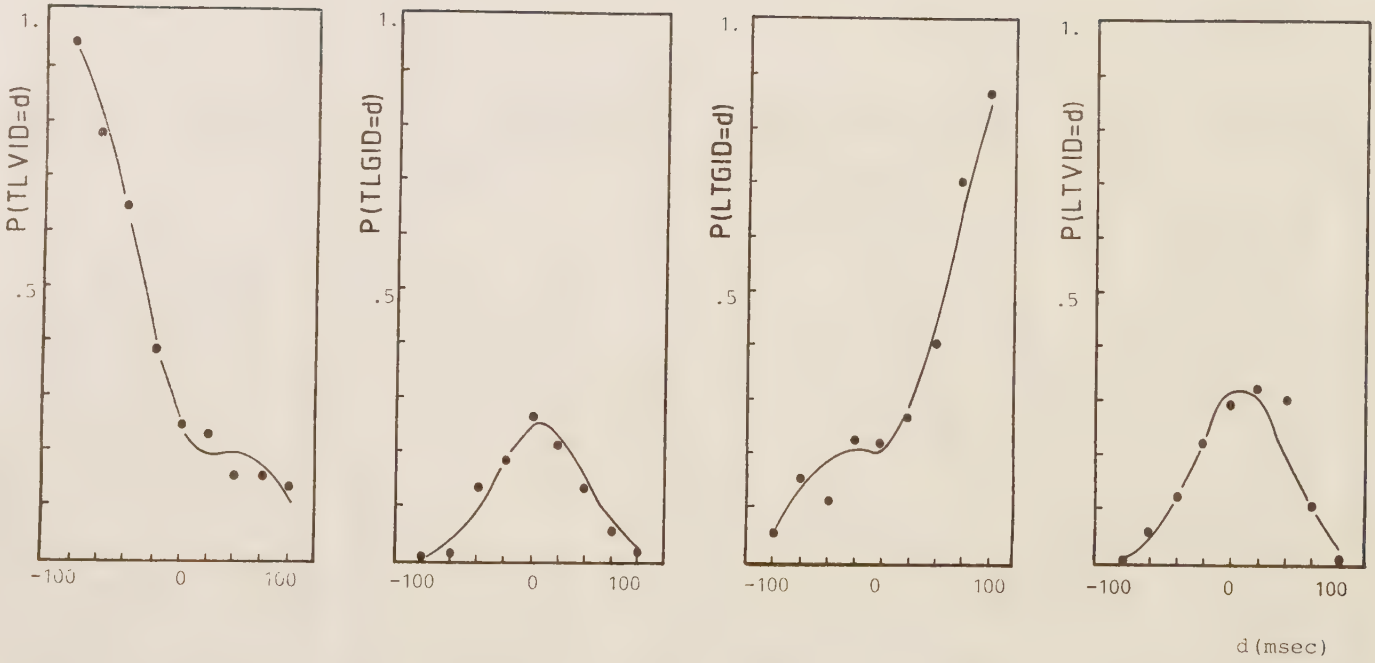


Abb. 27b. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson A.J.

B.P.

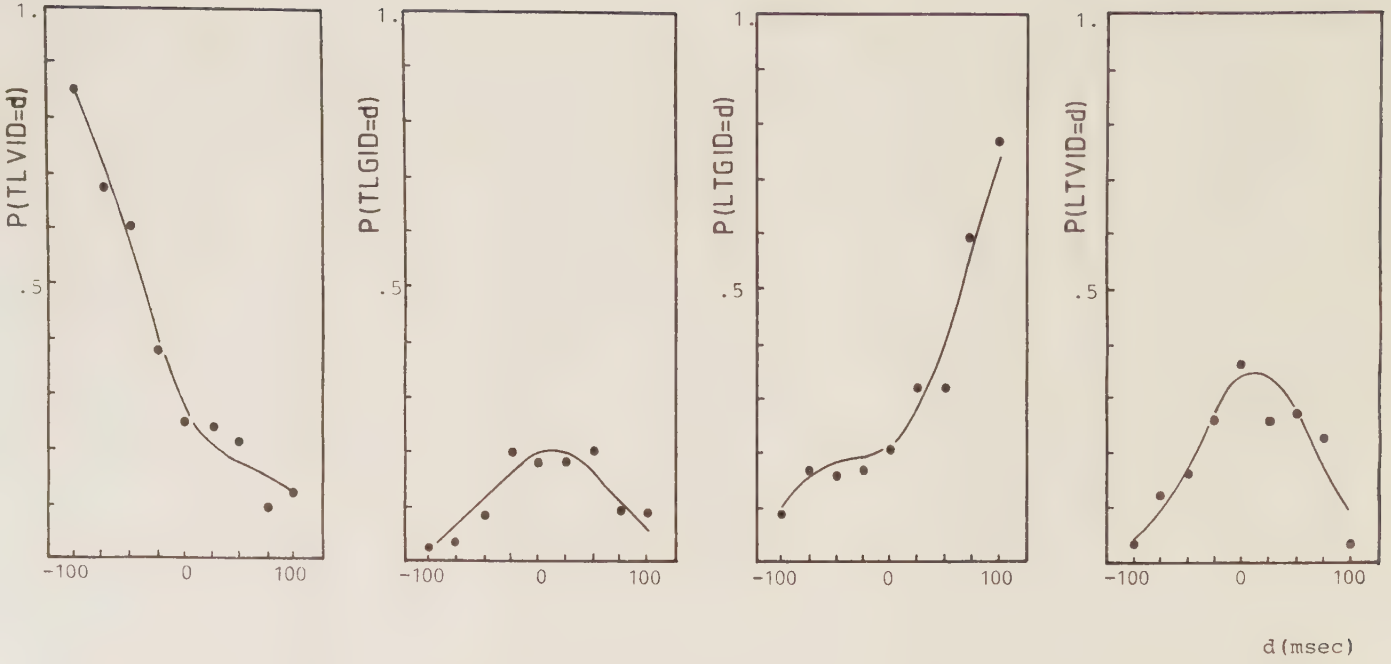


Abb. 27c. Vorhersagen des Zeitschrankenmodells für Versuchsperson B.P.

tens, die Standardabweichungen von S und I sind für alle Versuchspersonen nahezu Null.

In Abb. 27 sind die Modellvorhersagen des Zeitschrankenmodells für alle Versuchspersonen dargestellt. Man kann dabei entnehmen, daß das Zeitschrankenmodell sogar die beobachtbaren nicht-monotonen Verläufe vorhersagt. Ebenfalls werden auch die schnellen Anstiege von P(LTV|D=d) und P(TLV|D=d) vorhergesagt - bei den vorherigen Modellen fielen diese Anstiege zu flach aus. Die Kurvenverläufe von P(LTG|D=d) und P(TLG|D=d) können auch gut vorhergesagt werden - bei den vorherigen Modellen ergaben sich auch hier zu flache Kurvenverläufe.

6.0 Zusammenfassung des sechsten Kapitels

In diesem Kapitel wird eine zusätzliche Überprüfung des Zeitschrankenmodells dargestellt

6.1 Beziehung zwischen Reizintensität und Laufzeitvarianz - eine zusätzliche Überprüfungsmöglichkeit des Zeitschrankenmodells:

Es soll untersucht werden, ob Vorhersagen über die Modellparameter des Zeitschrankenmodells bei unterschiedlichen experimentellen Bedingungen möglich sind. Speziell wird vorhergesagt, daß die Laufzeitvarianz σ_W^2 des Laufzeitunterschieds mit zunehmender Reizintensität abnimmt. Es werden Untersuchungsergebnisse und Überlegungen in diesem Kapitel dargestellt, um diese These zu erhärten.

6.2 Experiment:

Es soll experimentell überprüft werden, ob mit dem Zeitschrankenmodell die Abnahme von σ_W^2 mit zunehmender Reizintensität vorhergesagt werden kann. Versuchspersonen haben die Aufleuchtreihenfolge zweier Leuchtdioden zu beurteilen. Um die Vorhersage der Varianzabnahme überprüfen zu können, werden zwei unterschiedliche Leuchtstärken verwandt. Ferner werden einige Veränderungen im Vergleich zu Allan's Experiment eingeführt, um den Gültigkeitsbereich des Zeitschrankenmodells zu erweitern: drei Antwortkategorien anstatt vier, Reize innerhalb der gleichen Sinnesmodalität anstatt aus unterschiedlichen, kurzzeitige Reize (Doppelblitze) anstatt Ausschaltvorgänge, zufällige Vorperiode (=Zeit bis zur Darbietung des ersten Lichtblitzes) anstatt konstanter Vorperiode.

6.3 Ergebnisse:

Für keine Versuchsperson läßt sich das Zeitschrankenmodell verwerfen. Die Zunahme von σ_W^2 mit abnehmender Reizintensität läßt sich ebenfalls bestätigen.

6.1 Beziehung zwischen Reizintensität und Laufzeitvarianz: Eine zusätzliche Überprüfungsmöglichkeit des Zeitschrankenmodells

Ein adäquates Modell, der dem Reihenfolgeurteil unterliegenden mentalen Prozesse, sollte die beiden folgenden Kriterien erfüllen:

Erstens, das Modell sollte die relativen Antworthäufigkeiten eines Reihenfolgeurteilexperiments vorhersagen können. Das Zeitschrankenmodell erfüllte diese Forderung als einziges Modell. Zweitens, die Modellparameter sollten interpretierbar sein. Zum zweiten Punkt ein Beispiel: hat man Gründe dafür, daß die Laufzeit L_x in einer Experimentalbedingung A kürzer sein muß als in einer anderen Experimentalbedingung B, so müßte dies durch Parameterschätzung über den Modellparameter $\mu_W=E(L_y)-E(L_x)$ nachzuweisen sein. In Experimentalbedingung A sollte μ_W kleiner sein als in Bedingung B. Ergäbe sich dieser erwartete Unterschied, so wäre dies ein zusätzlicher Beleg für das Modell. Eine ähnliche Überprüfung ist über den Modellparameter σ_W^2 möglich: bei höherer Reizintensität sollte die Varianz σ_W^2 des Laufzeitunterschieds W abnehmen.

Viele Untersuchungen belegen die Abhängigkeit der Reaktionszeit bei Einfachreaktionen,z.B. Drücken einer Taste, sobald der Reiz erscheint, von der Reizintensität: je größer die Reizintensität, desto kürzer die Reaktionszeit (Cattel, 1886; Berger, 1886; Piéron, 1920; Teichner und Krebs, 1972). Es wird dabei angenommen, die Verkürzung der Reaktionszeit sei primär die Folge einer kürzeren Laufzeit der neuronalen Signale im afferenten Bereich unseres Nervensystems (Bernhard, 1940; Prestrude, 1971; Stevens, 1970).

Nicht nur bei Einfachreaktionen, sondern auch bei Reihenfolgeurteilen kann man Abhängigkeiten von der Reizintensität feststellen (Roufs, 1963, 1974; Rutschman, 1973; Zacks, 1973; Homick et al., 1969; Babkoff und Eliashar, 1981). Eine Erhöhung der Reizintensität von S_x bei konstanter Reizintensität von S_y führt zu einer Verschiebung der Psychometrischen Funktion $P(YX|D=d)$ nach links. Entsprechend ergibt sich eine Rechtsverschiebung, durch Erhöhung der Reizintensität von S_y.

Mit Hilfe des allgemeinen Kanalmodells kann man diese Verschiebungen leicht erklären (vgl. Kap. 3.2). Zur Erinnerung: die Psychometrische Funktion $P(YX|D=d)$ entspricht beim allgemeinen Kanalmodell der Verteilungsfunktion $F_{L_x-L_y+E}(d)$. Die Summanden (L_x,L_y,E) sind unabhängige Zufallsvariablen. L_x und L_y repräsentieren die Laufzeiten und E die Registrationsart des zentralen Zeitmechanismus. Der Mittelwert ($\cong$PSS) der Psychometrischen Funktion ist daher: $E(L_x)-E(L_y)+E(E)$. Führt die Erhöhung der Reizintensität von S_x zu einer Abnahme von $E(L_x)$, so wird auch der PSS kleiner - die Psychometrische Funktion wandert nach links. Wird hingegen die Reizintensität von S_y erhöht, so wandert sie nach rechts.

Wir können also davon ausgehen, daß die Erhöhung der Reizintensität die Laufzeit der neuronalen Signale verkürzt. Da jedoch Erwartungswert und Varianz positiver Zufallsvariablen[22] (z.B. L_x und L_y) im allgemeinen positiv miteinander zusammenhängen, müßte ebenfalls die Laufzeitvarianz mit zunehmender Reizintensität abnehmen. Verschiedene Untersuchungen belegen auch diesen Zusammhang.

Levick (1973) untersuchte die Latenzzeiten neuronaler Reizantworten bei retinalen Ganglionzellen der Katze. Dabei stellte er fest, daß die Standardabweichungen und Mittelwerte dieser Latenzzeiten mit zunehmender Reizintensität abnahmen.

Bei einer auditiven Reizung lassen sich nach einer kurzen

---

[22] Positive Zufallsvariablen sind solche, die nur positive Werte annehmen können: Exponential-, Gamma-, Weibull-, Gumbel-, F-, Poissonverteilung, ect.

Latenz evozierte Potentiale am Hirnstamm beobachten. Eine Erhöhung der Reizintensität führt dabei zu einer kürzeren Latenz und zu einer Abnahme der Latenzvariabilität, wie Wilson und Stelmack (1982) an Versuchspersonen beobachteten.

Weitere Belege für den oben postulierten Zusammenhang zwischen Reizintensität und Laufzeitvarianz ergeben sich aus Reaktionszeitstudien: nicht nur der Mittelwert nimmt mit der Zunahme der Reizintensität ab, sondern auch die Varianz der Reaktionszeiten. Typische Daten dazu findet man beispielsweise für visuelle Reize bei Hildreth (1979) und für auditive Reize bei Kohfeld (1981). Abb. 28 zeigt einen monoton abnehmenden Zusammenhang zwischen Standardabweichung und Reizintensität für Reaktionszeiten auf einen visuellen Reiz. Die Daten stammen aus einem Experiment von Roufs (1974)[23].

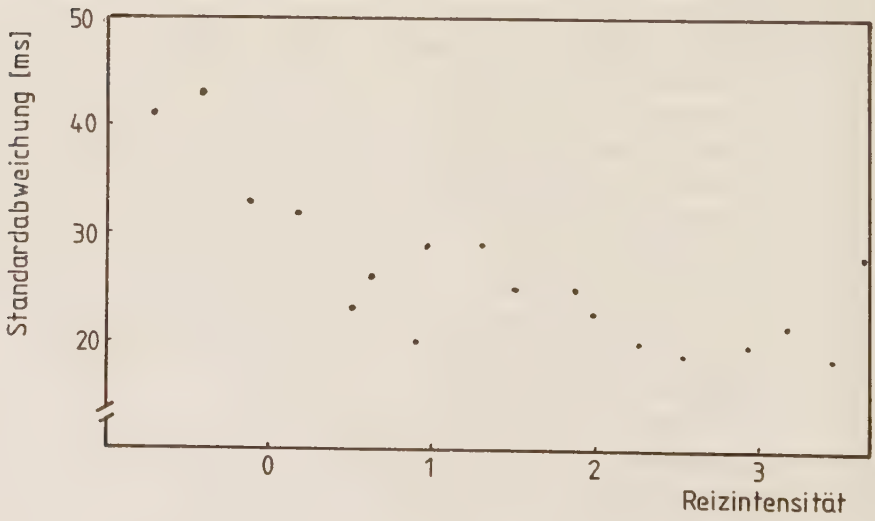


Abb. 28 Standardabweichungen einfacher Reaktionszeiten in Abhängigkeit der Reizintensität. 180 Beobachtungen pro Intensitätsstufe.

[23] Ich bedanke mich bei Prof. Dr. Roufs, daß er mir die Reaktionszeitdaten für diese Analyse zur Verfügung stellte.

Ist die motorische Ausführungszeit weitgehend unabhängig von der Reizintensität, so kann die Zunahme der Reaktionszeitvarianz nur auf eine Zunahme der Laufzeitvarianz zurückgeführt werden.

Bei Reihenfolgeurteilen nimmt die Diskriminationsleistung mit Zunahme der Reizintensität zu, was sowohl für auditive Reize (Babkoff und Eliashar, 1981), als auch für visuelle Reize (Zacks, 1973) festgestellt wurde. Wie mit Hilfe des allgemeinen Kanalmodells verdeutlicht werden kann, ist dieses Ergebnis ebenfalls im Einklang mit dem postulierten Zusammenhang zwischen Laufzeitvarianz und Reizintensität: die Psychometrische Funktion $P(YX|D=d)=F_{L_x-L_y+E}(d)$ verläuft umso steiler, desto kleiner die Varianz $VAR(L_x-L_y+E)=VAR(L_y)+VAR(L_x)+VAR(E)$ ist. Eine Erhöhung der Reizintensität von S_x und/oder S_y führt gemäß unserer Annahme zu einer Abnahme von $VAR(L_x)$ und/oder $VAR(L_y)$ und daher zu einem steileren Verlauf von $P(YX|D=d)$, was ja letztlich eine bessere Diskrimination bedeutet.

Es kann also nicht daran gezweifelt werden, daß die Erhöhung der Reizintensität eine Abnahme der Laufzeitvarianz bewirkt. Der Modellparameter $\sigma_W^2=VAR(L_x)+VAR(L_y)$ des Zeitschrankenmodells ist direkt von den Laufzeitvarianzen abhängig. Eine Erhöhung der Reizintensität müßte daher ebenfalls mit einer Abnahme von σ_W^2 verknüpft sein. Ist das Zeitschrankenmodell empirisch angemessen, so sollte es die Abnahme von σ_W^2 abbilden können. Ob der Parameter σ_W^2 des Zeitschrankenmodells gegenüber einer Veränderung der Reizintensität empfindlich ist, soll u.a. mit dem folgenden Experiment überprüft werden.

6.2 Experiment

Mit diesem Experiment soll überprüft werden, ob bei zunehmender Reizintensität eine Abnahme der Varianz σ_W^2 des Laufzeitunterschieds W durch das Zeitschrankenmodell vorhergesagt werden kann. Zusätzlich soll untersucht werden, ob eine Verallgemeinerung der bisherigen Ergebnisse durch eine Veränderung der Allan'schen Versuchsanordnung möglich ist. Die Veränderungen im vorliegenden Experiment beziehen sich auf vier Punkte:

1) Allan's Versuchspersonen hatten vier Antwortkategorien (LTV,LTG,TLV,TLG) zur Verfügung. Hier sollen die Versuchspersonen dagegen angeben, ob S_x zuerst, S_x und S_y gleichzeitig, oder ob S_y zuerst dargeboten wurde.
2) Allan verwandte Reize aus unterschiedlichen Sinnesmodalitäten. Im vorliegenden Experiment soll das Reihenfolgeurteil innerhalb der gleichen Sinnesmodalität (visuelle Wahrnehmung) untersucht werden.
3) Allan ließ eine Ausschaltreihenfolge beurteilen. Hier dagegen soll die Reihenfolge kurzzeitiger Reize (Lichtblitze) beurteilt werden.
4) Die Zeit, bis der erste Reiz ausgeschaltet wurde, war in Allan's Experiment konstant. In diesem Experiment wird die Zeit bis zum Erscheinen des ersten Lichtblitzes von Durchgang zu Durchgang zufällig verändert.

6.2.1 Versuchspersonen

Es nahmen eine weibliche Versuchsperson (U.D.) und zwei männliche Versuchspersonen (M.P. und R.U.) teil. Alle Ver-

suchspersonen sind Brillenträger und geben an, Rechtshänder zu sein. Die Versuchspersonen U.D. und M.P. hatten noch nie an ähnlichen Experimenten teilgenommen. Die Versuchspersonen U.D. und M.P. erhielten 7-DM pro Sitzung.

6.2.2 Versuchsapparatur

Die Lichtblitze wurden durch gelbe Leuchtdioden (OPCOA, LSM-28L-a1) erzeugt. Die Dauer eines Lichtblitzes betrug 10-ms. Die Leuchtdioden waren auf einer matt schwarzen, lichtabsorbierenden Scheibe montiert, so daß die Versuchsperson nur die Köpfe der Leuchtdioden als kreisförmige Reize (Sehwinkel: 28'12'') sah. Die gedachte vertikale Verbindungslinie zwischen den beiden Leuchtdioden war 7-cm lang. Dies entspricht einem Sehwinkel von 6'36''.

Zwischen den beiden Leuchtdioden war in der Mitte eine grüne Leuchtdiode angebracht, die als Fixationspunkt diente. Diese befand sich in Augenhöhe der Versuchsperson. Der Abstand zwischen Auge und Fixationspunkt betrug 60-cm.

Die Augenhöhe konnte mittels einer Kinnstütze reguliert werden, auf diedie Versuchsperson ihren Kopf während des Versuchs stützte.

Das Beobachtungsfeld war durch eine mattschwarze Sichtblende nach allen Seiten abgeschirmt - dadurch war eine blendfreie und konstante Hintergrundshelligkeit gesichert.

Vor der Versuchsperson befand sich ein Reaktionsbrett mit vier Tasten. Drei dieser Tasten waren in einem Halbkreis angeordnet und dienten als Antworttasten mit folgender Bedeutung von links nach rechts: "oberer Reiz zuerst", "gleichzeitig" und " unterer Reiz zuerst". Die vierte Taste war in der Mitte dieses Halbkreises angeordnet und diente sowohl als Start- sowie als Reaktionszeittaste: wurde sie gedrückt, so startete die Versuchsperson einen neuen Versuchsdurchgang. Wurde sie losgelassen, so wurde die Reaktionszeit gemessen. Eine Leuchtdiode auf dem Reaktionsbrett

diente als Startsignal. Ein Prozeßrechner (HP 2100) im Nebenraum steuerte den ganzen Versuchsablauf.

6.2.3 Reizintensitäten und Zeitdifferenzen

Eine Sitzung bestand aus 240 Versuchsdurchgaängen. In 120 Versuchsdurchgängen war die Reizintensität beider Lichtblitze schwach (Bedingung: SCHWACH) und in den restlichen 120 Versuchsdurchgängen war sie stark (Bedingung: STARK). Es wurden neun Zeitdifferenzen d_j=t(unterer Lichtblitz) - t(oberer Lichtblitz) verwandt, wobei d_5=0-ms war. Die restlichen acht Zeitdifferenzen wurden für jede Versuchsperson aufgrund von Voruntersuchungen bestimmt (vgl. Tabelle 5).

Versuchsperson	d_1	d_2	d_3	d_4	d_5	d_6	d_7	d_8	d_9
M.P., R.U.	-80	-60	-40	-20	0	20	40	60	80
U.D.	-100	-75	-50	-25	0	25	50	75	100

Tabelle 5: Verwandte Zeitdifferenzen für jede Versuchsperson

In einer Sitzung wurde pro Intensitätsbedingung (STARK bzw. SCHWACH) d_5 40mal und die restlichen acht Zeitdifferenzen jeweils 10mal dargeboten. Die unterschiedlichen Versuchsdurchgänge einer Sitzung folgten in einer zufälligen Reihenfolge aufeinander.
Die Reizintensitäten wurden aufgrund von Voruntersuchungen für jede Intensitätsbedingung ausgewählt, mit dem Ziel, eine möglichst symmetrische Anordnung der Psychometrischen Funktionen zu erhalten. In der Bedingung STARK betrugen die Reizintensitäten der unteren und oberen Leuchtdiode 5.8-mcd und

11.5-mcd und in der Bedingung SCHWACH 0.38-mcd und 0.86-mcd.

6.2.4 Versuchsablauf

In jedem Versuchsdurchgang hatten die Versuchspersonen die Aufleuchtreihenfolge der oberen und unteren Leuchtdiode zu beurteilen. Die Versuchspersonen hatten dabei die Antwortmöglichkeiten UO, OU und G. Dabei bedeutet UO bzw. OU, daß die untere bzw. obere Leuchtdiode zuerst aufleuchtete und G, daß beide Leuchtdioden gleichzeitig angingen.

Ein Versuchsdurchgang hatte den folgenden zeitlichen Verlauf (vgl. Abb. 29): durch das Aufleuchten der Startlampe wurde die Versuchsperson zunächst aufgefordert, den nächsten Versuchsdurchgang auszulösen. Die Versuchsperson mußte dazu die Starttaste drücken und durfte diese bis zur Darbietung des ersten Lichtblitzes nicht mehr loslassen. Der erste Lichtblitz erschien nach einer zufälligen Verzögerung von (750+X)-ms, wobei X exponentialverteilt mit dem Erwartungswert E(X)=1000-ms war. Nachdem die Versuchsperson mindestens einen der beiden Lichtblitze wahrnahm, ließ sie die Starttaste sofort wieder los. Die Reaktionszeit, die ab der Darbietung des ersten Lichtblitzes bis zum Loslassen der Starttaste gemessen wurde, wurde nun registriert. Anschließend erlosch die Startlampe, und das Reihenfolgeurteil wurde erwartet. Nachdem die Versuchsperson die Antwort UO, OU oder G abgab, erleuchtete wieder das Startsignal - ein neuer Versuchsdurchgang konnte beginnen.

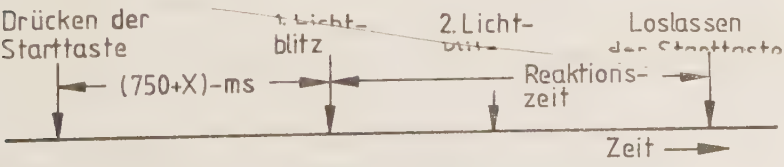


Abb. 29 Der zeitliche Verlauf eines Versuchsdurchgangs.

Die Reaktionszeiten wurden in Abhängigkeit der Reizintensität als "schnell" oder "langsam" klassifiziert. War die Reaktion "langsam", so blinkte anschließend der Fixationspunkt für 30-sec. Mit dieser Anordnung wurde die Versuchsperson zur Aufmerksamkeit gezwungen - geringere Tagesschwankungen der Diskriminationsleistung waren das gewünschte und dadurch erzielte Resultat. Die Zeitschranken für die Klassifikation der Reaktionszeiten als "langsam", wurden für jede Intensitätsbedingung gesondert bestimmt, so daß in 5% aller Fälle sowohl in der Bedingung SCHWACH, als auch in der Bedingung STARK "langsame" Reaktionen resultierten. Wurde eine Reaktion als "langsam" klassifiziert, so wurde der entsprechende Versuchsdurchgang später nochmals wiederholt.
Reagierte die Versuchsperson zu früh, d.h., bevor irgendein Lichtblitz dargeboten war, wurde wie im Fall für "langsame" Reaktionszeiten verfahren. Dies kam jedoch so gut wie nie vor.
Eine Experimentalsitzung dauerte durchschnittlich 35 Minuten, einschließlich einer 5-minütigen Erholungspause nach 120 Versuchsdurchgängen und einer 5-minütigen Dunkeladaptation zu Versuchsbeginn. Pro Tag absolvierte die Versuchsperson maximal eine Experimentalsitzung.
Von den 15 Experimentalsitzungen jeder Versuchsperson, dienten die ersten fünf als Trainingssitzungen, und diese wurden nicht in die Gesamtauswertung mitaufgenommen.

6.3 Ergebnisse

6.3.1 Grobanalyse der Ergebnisse

Für alle Versuchspersonen sind in Tabelle (6) die relativen Antworthäufigkeiten $P(UO|D=d_j)$, $P(G|D=d_j)$ und $P(OU|D=d_j)$ für jede Intensitätsbedingung zusammengefaßt.

Relative Antworthäufigkeiten $P(UO|D=d_j)$, $P(G|D=d_j)$ und $P(OU|D=d_j)$ für jede Intensitätsbedingung und für jede Versuchsperson.

Versuchsperson	Intensitäts-bedingung	Antwort	Zeitdifferenz d_1	d_2	d_3	d_4	d_5	d_6	d_7	d_8	d_9
U.D.	STARK	UO	.99	.89	.61	.50	.28	.24	.11	.06	.03
		G	.0	.01	.08	.23	.27	.20	.04	.02	.00
		OU	.01	.10	.31	.27	.44	.55	.85	.92	.97
	SCHWACH	UO	.92	.79	.64	.38	.34	.32	.37	.35	.27
		G	.06	.10	.27	.53	.50	.47	.36	.25	.18
		OU	.02	.11	.09	.09	.16	.20	.26	.40	.56
M.P.	STARK	UO	.98	.91	.62	.43	.22	.27	.26	.21	.10
		G	.00	.01	.26	.42	.64	.51	.22	.05	.01
		OU	.02	.08	.12	.15	.14	.22	.52	.74	.89
	SCHWACH	UO	.93	.75	.48	.31	.17	.22	.16	.19	.09
		G	.02	.10	.22	.43	.57	.47	.29	.25	.05
		OU	.05	.14	.30	.26	.26	.30	.55	.56	.86
R.U.	STARK	UO	.99	.98	.73	.25	.08	.11	.15	.15	.03
		G	.00	.00	.19	.70	.88	.82	.29	.01	.00
		OU	.01	.02	.08	.05	.03	.07	.56	.84	.97
	SCHWACH	UO	.98	.94	.61	.27	.05	.06	.06	.09	.04
		G	.00	.03	.28	.67	.90	.82	.51	.10	.02
		OU	.02	.03	.11	.06	.05	.12	.43	.81	.94

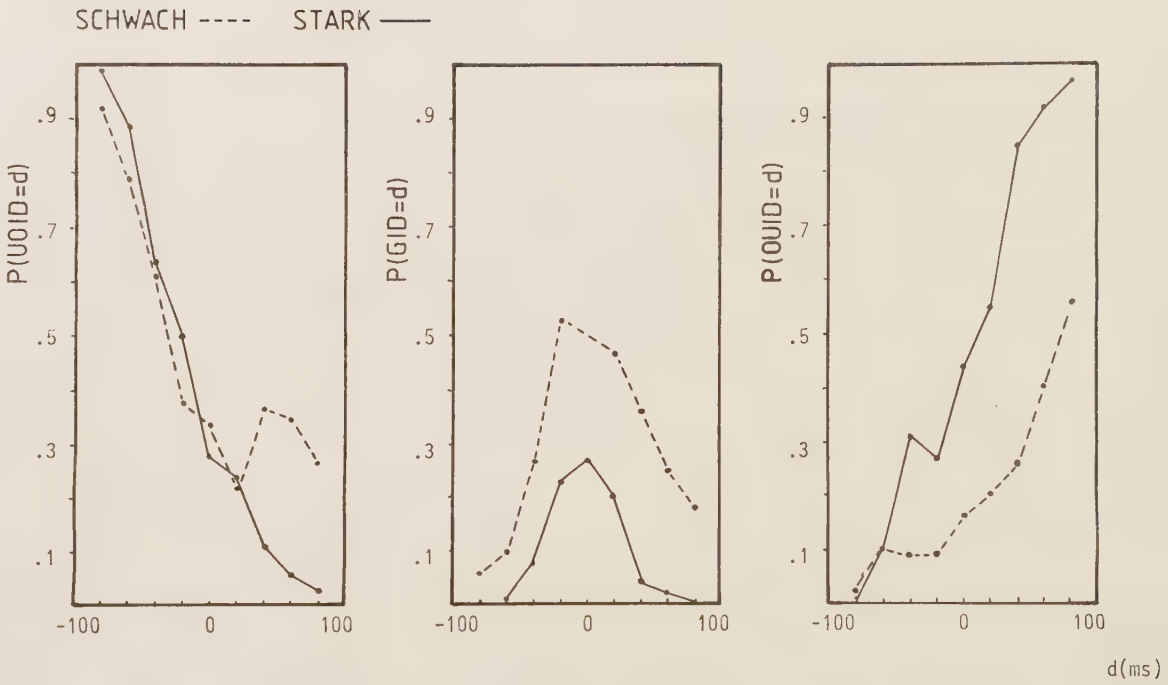
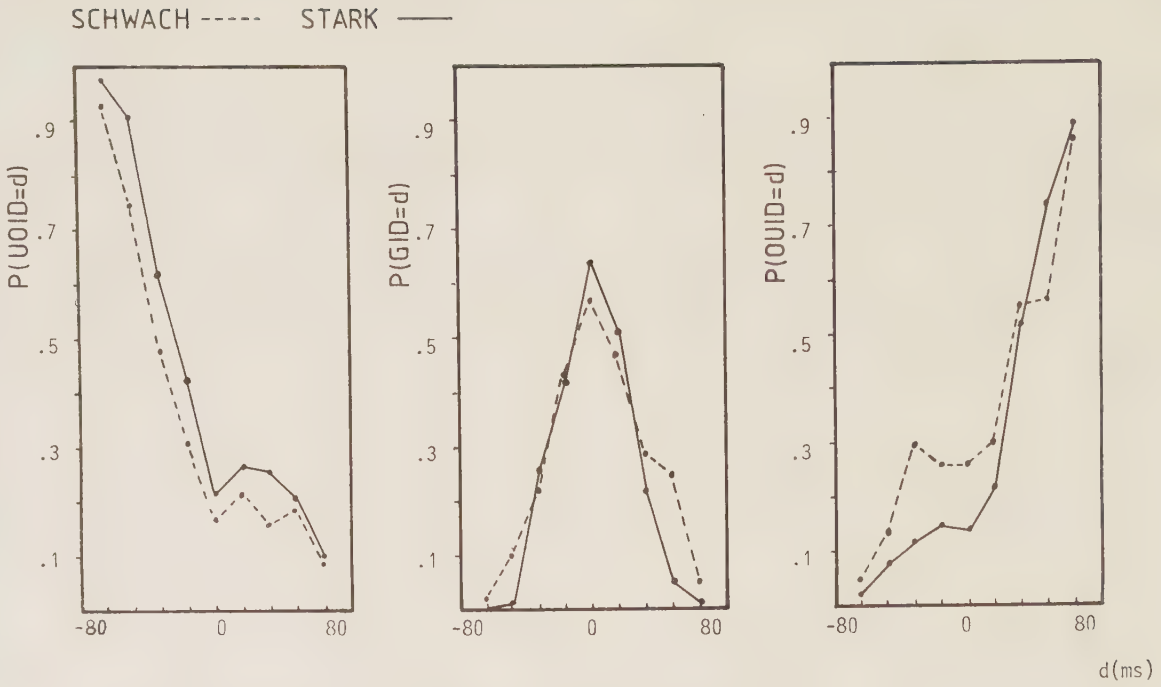
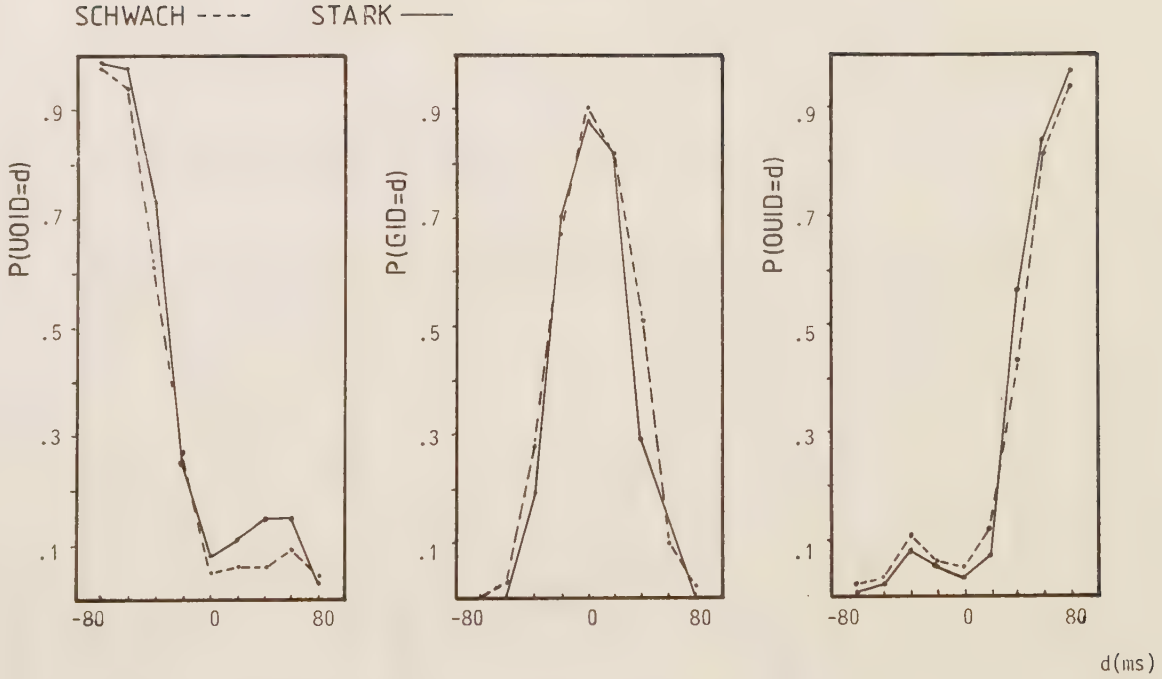


Abb. 30a. Relative Antworthäufigkeiten der Versuchsperson U.D.



Ab. 30b. Relative Antworthäufigkeiten der Versuchsperson M.P.



Ab. 30c. Relative Antworthäufigkeiten der Versuchsperson R.U.

Dabei liegen jeder relativen Antworthäufigkeit 100 und bei d_5 400 Beobachtungen zugrunde.

Zunächst wird überprüft, ob die Intensitätsbedingungen STARK und SCHWACH auch tatsächlich unterschiedliche Psychometrische Funktionen erzeugen. Die Ergebnisse eines Chiquadrattests (vgl. Mood et al., 1974, S. 449) verdeutlichen, daß die Psychometrischen Funktionen in beiden Intensitätsbedingungen bei allen Versuchspersonen signifikant unterschieden sind (U.D.: $\chi^2=324$, df=12, $p<.001$; M.P.: $\chi^2=59.2$, df=14, $p<.001$; R.U.: $\chi^2=35$, df=12, $p<.001$)[24].

In Abb. 30 sind für alle Versuchspersonen die relativen Antworthäufigkeiten $P(UO|D=d_j)$, $P(G|D=d_j)$ und $P(OU|D=d_j)$ für die Intensitätsbedingunggen STARK und SCHWACH dargestellt. Besonders ausgeprägt sind die nicht-monotonen Verläufe der Psychometrischen Funktionen P(UO|D=d) und P(OU|D=d) bei allen Versuchspersonen, wie sie auch bei den Daten von Allan zu beobachten sind.

6.3.2 Parameterschätzung und Modellanpassung

Zur Überprüfung des Zeitschrankenmodells und zur Parameterschätzung wird auch hier für jede Intensitätsbedingung und für jede Versuchsperson die MCS nach Gl(13) berechnet.

Der angenommene Zusammenhang zwisch den sensorischen Zuständen und den geforderten Antworten (UO, OU, G) entspricht den Annahmen A_1 bis A_4 des Zeitschrankenmodells: im sensorischen Zustand "g" gibt die Versuchsperson die Antwort G. Mit den Wahrscheinlichkeiten q bzw. (1-q) antwortet sie im sensorischen Zustand "v" mit OU bzw. UO. Wurde die Ankunftsreihenfolge xy bzw. yx eindeutig registriert, so gibt sie ebenfalls die Antwort OU bzw. UO ab[25].

---

[24] Die unterschiedlichen Freiheitsgrade df resultieren aus der Notwendigkeit, einige Zellen bei der Berechnung des Chiquadrats zusammenfassen zu müssen.

[25] x(y) steht für das neuronale Signal, das durch das Aufleuchten der oberen (unteren) Leuchtdiode ausgelöst wird.

Die Antwortwahrscheinlichkeiten $P_{ij}(\theta)$, (i=1,2,3), (j=1,...,9) ergeben sich dann in Abhängigkeit von Gl(15) zu:

$$P_{1j}(\theta) := P(OU|D=d_j) = P("xy"|D=d) + qP("v"|D=d)$$
$$P_{2j}(\theta) := P(UO|D=d_j) = P("yx"|D=d) + (1-q)P("v"|D=d)$$
$$P_{3j}(\theta) := P(G|D=d_j) = P("v"|D=d).$$

Die Modellanpassung wird unter der vereinfachenden Annahme durchgeführt, die Zeitschranken S und I seien konstant. Somit müssen für die Berechnung von $P_{ij}(\theta)$ fünf Parameter $\theta=(q,\mu_W,\sigma_W,\mu_S,\mu_I)$ spezifiziert werden.

Die Ergebnisse der Modellanpassung sind in Tabelle (7) zusammengefaßt. Für keine Versuchsperson muß das Zeitschrankenmodell verworfen werden. Die schlechteste Anpassung ist bei Versuchsperson R.U. unter der Bedingung STARK zu beobachten.

Versuchsperson	Intensitäts-bedingung	MCS	df	$P(\chi^2>MCS)$
U.D.	STARK	12.8	13	.46
	SCHWACH	17.5	13	.18
M.P.	STARK	11.1	13	.60
	SCHWACH	17.3	13	.18
R.U.	STARK	21.9	13	.06
	SCHWACH	12.2	13	.52
ΣMCS, Σdf		92.8	78	.12

Tabelle 7: Minimumchiquadratstatistiken (MCS) des Zeitschrankenmodells für die Daten des Doppelblitzexperiments.

Die Modellvorhersagen des Zeitschrankenmodells sind für die Intensitätsbedingung STARK in Abb. 31 und für SCHWACH in Abb. 32 dargestellt. Die nicht-monotonen Verläufe von P(OU|D=d) und P(UO|D=d) werden hier ebenfalls vorhergesagt. Augenscheinlich lassen sich keine systematischen Abweichungen der Modellvorhersagen feststellen.

Die Minimum-Chiquadrat-Schätzungen der Modellparameter $\hat{\theta}=(\hat{\mu}_w,\hat{\sigma}_w,\hat{\mu}_s,\hat{\mu}_I,\hat{q})$ des Zeitschrankenmodells sind in Tabelle (8) für jede Versuchsperson und für jede Intensitätsbedingung zusammengefaßt.

Versuchsperson	Intensitätsbedingung	Parameterschätzungen $\hat{\theta}$				
		$\hat{\mu}_w$	$\hat{\sigma}_w$	$\hat{\mu}_s$	$\hat{\mu}_I$	$\hat{q}$
U.D.	STARK	-1.1	30.8	10.9	37.0	.61
	SCHWACH	11.8	50.2	35.0	54.7	.28
M.P.	STARK	1.9	24.1	21.6	28.0	.35
	SCHWACH	6.8	31.3	24.6	33.9	.61
R.U.	STARK	2.9	17.7	28.7	14.5	.29
	SCHWACH	5.5	19.7	33.6	11.5	.53
Mittel		4.6	29.0	25.7	29.9	.45

Tabelle 8: Minimum-Chiquadrat-Schätzungen der Modellparameter des Zeitschrankenmodell. Angaben in ms.

Entsprechend den Parameterschätzungen bei Allan's Daten, ist auch hier die Zeitschranke S im Mittel kürzer als die Zeitschranke I (Allan: $\hat{\mu}_S$=51-ms, $\hat{\mu}_I$=70-ms). Allerdings sind hier die Zeitschranken wesentlich kleiner. Dies ist plausibel. da hier die neuronalen Signale innerhalb der gleichen Sinnesmodalität zu vergleichen sind - zeitaufwendige Umschaltungen von einer Sinnesmodalität zu anderen können unterbleiben ect.

Die Parameterschätzungen $\hat{\mu}_S$ und $\hat{\mu}_I$ fallen bei den gleichen Versuchspersonen in den beiden Intensitätsbedingungen STARK

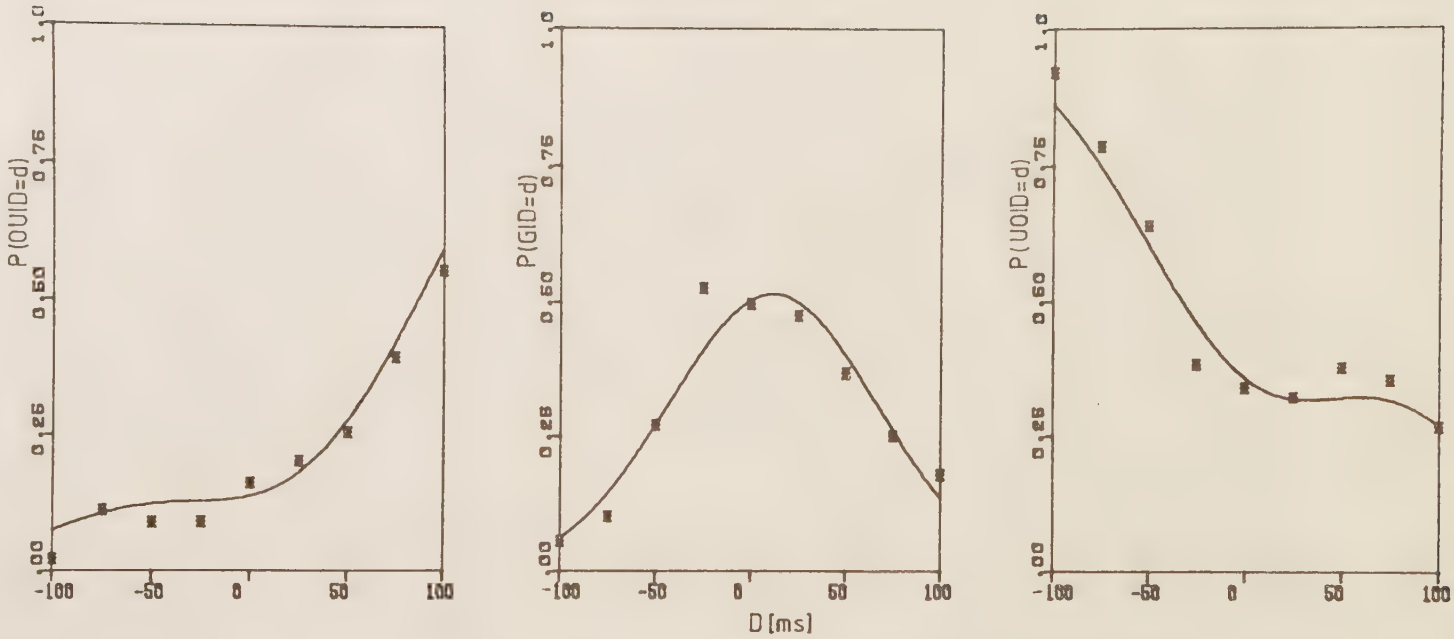


Abb. 31a Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: U.D. Bedingung: SCHWACH

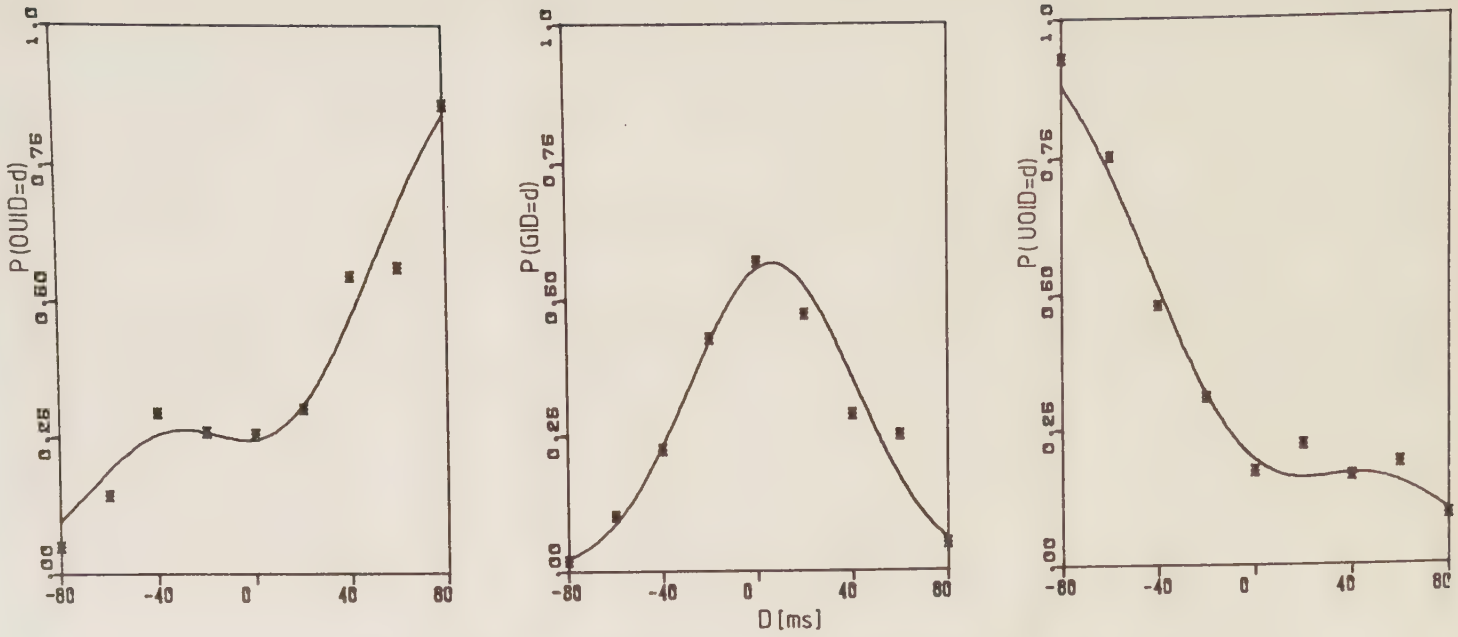


Abb. 31b Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: M.P. Bedingung: SCHWACH

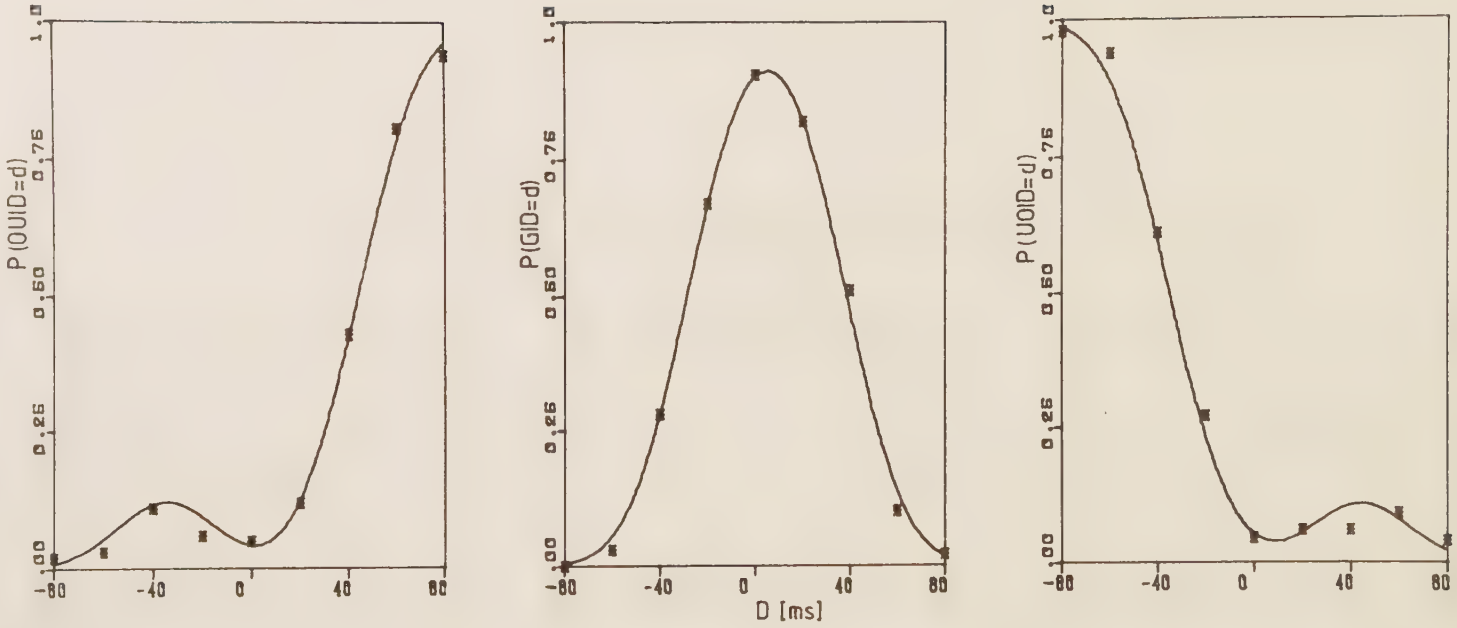


Abb. 31c Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: R.U. Bedingung: SCHWACH

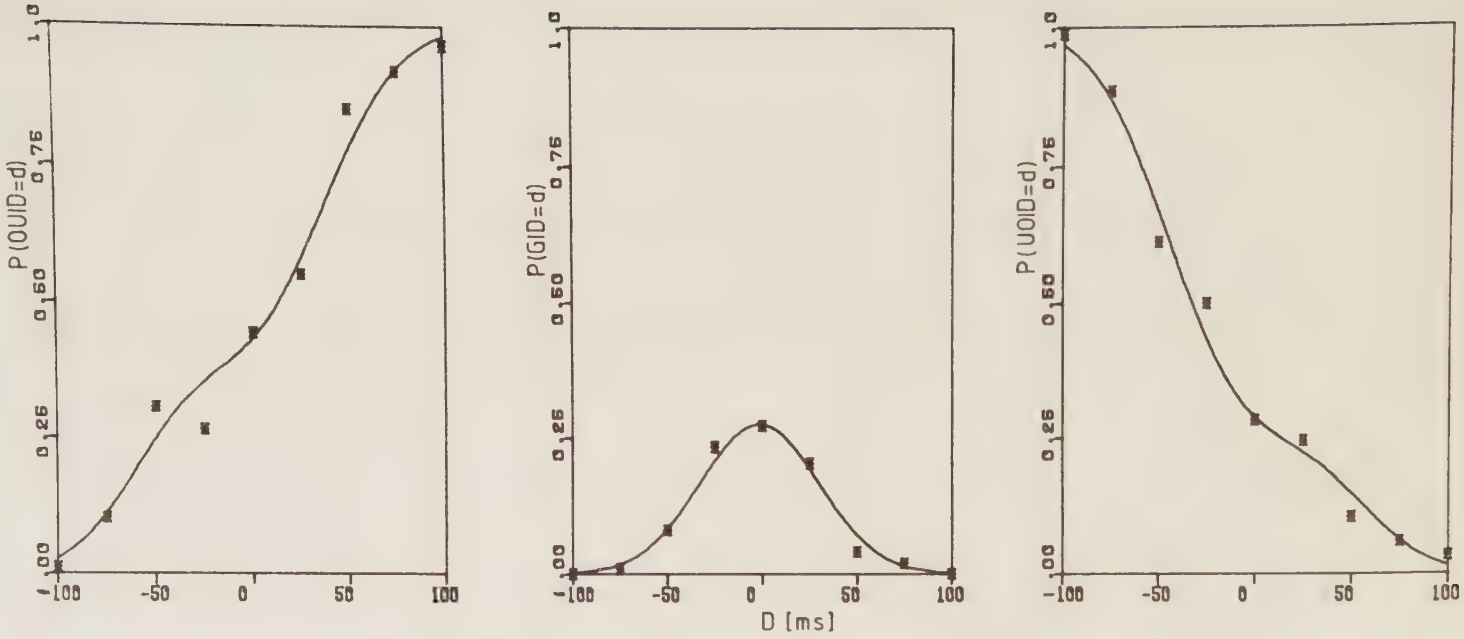


Abb. 32a Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: U.D. Bedingung: STARK

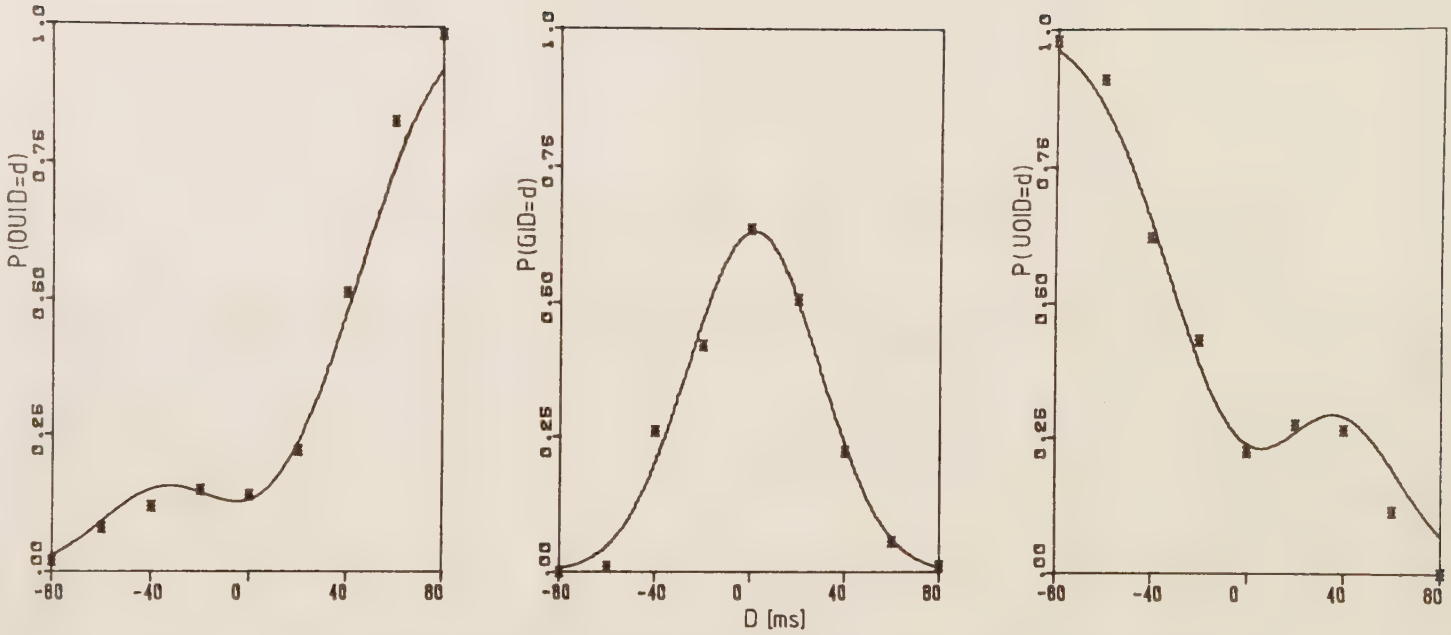


Abb. 32b Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: M.P. Bedingung: STARK

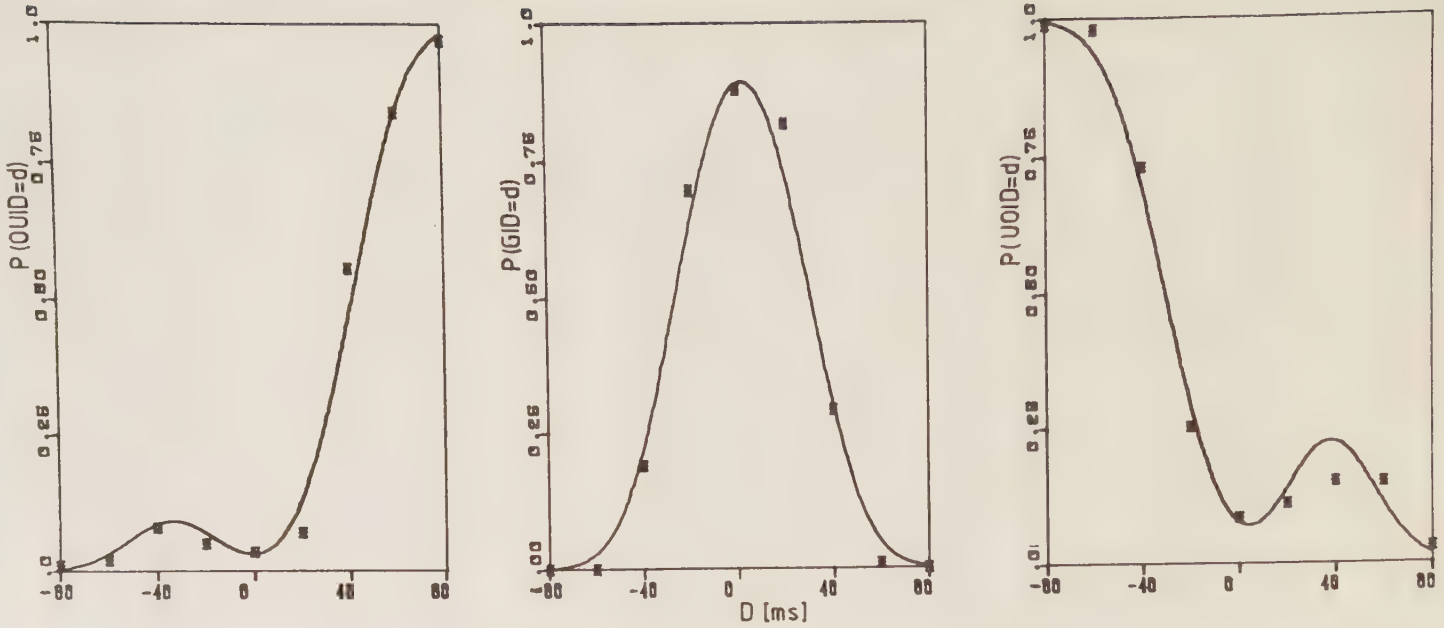


Abb. 32c Vorhersagen des Zeitschrankenmodells. Versuchsperson: R.U. Bedingung: STARK

und SCHWACH unterschiedlich aus. Dabei ist tendentiell eine Zunahme dieser Parameter in der Bedingung SCHWACH festzustellen[26].

Die Parameterschätzungen $\hat{\sigma}^2_W$ der Varianz des Laufzeitunterschieds W fallen bei allen Versuchspersonen in der erwarteten Richtung aus: der Schätzer $\hat{\sigma}^2_W$ in der Bedingung SCHWACH ist immer größer als in der Bedingung STARK. Dieser Unterschied läßt sich mit Hilfe eines Likelihood-Quotienten-Tests (vgl. Mood et al., 1974, S. 440ff) absichern (U.D.: $\chi^2=34.1$, df=1. $p<.001$; M.P.:$\chi^2=20.1$, df=1, $p<.001$; R.U.: $\chi^2=5.6$, df=1, $p<.025$)[27].

Zusammenfassung: (1) Das Zeitschrankenmodell ließ sich auch für ipsimodale Reize (Lichtblitze) bestätigen. (2) Eine Vergrößerung der Varianz des Laufzeitunterschieds bei abnehmender Reizintensität konnte mit Hilfe des Zeitschrankenmodells vorhergesagt werden. (3) Nicht-monotone Kurvenverläufe von P(UO|D=d) und P(OU|D=d) sind in den Daten dieses Experiments ebenfalls zu beobachten, was zum einen für einen robusten Effekt spricht, und zum anderen alle bekannten Modelle des Reihenfolgeurteils bis auf das Zeitschrankenmodell widerlegt.

---

[26] Allerdings muß man davon ausgehen, daß diesen Schätzungen ein großer Standardschätzfehler zugrunde liegt: verändert man nämlich die geschätzten Parameter um beispielsweise ±10-ms und berechnet sodann die MCS, erhält man nahezu den gleichen Wert wie in Tabelle (7).

[27] Eine kurze Darstellung dieses Tests für dieses Problem findet man in Anhang VI.

7.0 Zusammenfassung der Diskussion

Es werden mögliche Vorteile des Zeitschrankenmodells, sowie der Zusammenhang zwischen Reihenfolgeurteilen und Reaktionszeiten und mögliche Modifikationen des Zeitschrankenmodells erörtert.

7.1 Mögliche Vorteile der sequentiellen Verarbeitung der Ankunftsreihenfolge beim Zeitschrankenmodell

Die beiden Verarbeitungsstufen S und I des Zeitschrankenmodells ermöglichen eine Informationsverarbeitung, die den Bedürfnissen eines zentralen Verarbeitungssystems mit begrenzter Kapazität gerecht werden.

7.2 Spekulationen über die Lokalisation des zentralen Zeitmechanismus

Die Varianzen der Reaktionszeiten auf S_x bzw. S_y können dazu verwandt werden, Aussagen über die Lokalisation des zentralen Zeitmechanismus abzuleiten und entsprechend zu überprüfen. Die hier durchgeführte Analyse zeigt, daß der zentrale Zeitmechanismus im Vergleich zur Motorik eher peripher lokalisiert ist.

7.3 Kanalabhängigkeiten: Modifikationsmöglichkeiten des Zeitschrankenmodells

Bislang wurde immer von der Unabhängigkeit der Laufzeiten L_x und L_y in den Kanälen k_x und k_y ausgegangen. Aufgrund experimenteller Befunde zur Psychologischen Refraktätzeit könnte man eine solche Unabhängigkeit anzweifeln. In diesem Kapitel wird eine mögliche Kanalabhängigkeit diskutiert, die mit den Reaktionszeitergebnissen zur Psychologischen Refraktärzeit konsistent ist.

7.1 Mögliche Vorteile der sequentiellen Verarbeitung der Ankunftsreihenfolge beim Zeitschrankenmodell

Der wesentliche Unterschied des Zeitschrankenmodells gegenüber anderen Modellen des Reihenfolgcurteils besteht in der sequentiellen Verarbeitung der Ankunftsreihenfolge in zwei aufeinanderfolgenden Stufen. Die erste Stufe (S) wird immer durch die Ankunft des erstankommenden neuronalen Signals ausgelöst. Die zweite Stufe (I) hingegen wird nur bedingt ausgelöst. Die Aktivierung der zweiten Stufe hängt vom Ausgang der ersten Stufe und eventuell von den Bedürfnissen des zentralen Verarbeitungssystems ab (vgl. Top-Down Processing, Rumelhart, 1977). So könnte unter bestimmten Bedingungen für das zentrale Verarbeitungssystem die Information genügen, daß die neuronalen Signale ungleichzeitig ankamen, ohne daß auch die exakte Ankunftsreihenfolge bestimmt werden müsse. In diesem Fall müßte die zweite Stufe (I) nicht zusätzlich ausgelöst werden.

Gehen wir von dem Postulat der Aufmerksamkeitsforschung aus, wonach aktivierte Prozesse einen Teil der nur begrenzt zur Verfügung stehenden Kapazität des zentralen Verarbeitungssystems beanspruchen (Norman und Bobrow, 1975), und nehmen an, daß die Anzahl der gleichzeitig ablaufenden Prozesse von der noch zur Verfügung stehenden Kapazität abhängig sei. Eine unnötige Aktivierung der zweiten Stufe (I) würde daher andere wichtige Prozeßabläufe behindern. Aufgrund dieser Überlegung scheint die Anordnung des Zeitschrankenmodells geradezu ideal: muß sich das zentrale Verarbeitungssystem nur grob über die Ankunftsreihenfolge informieren, so ist die Kapazitätsminderung minimal, und gleichzeitig ablaufende Prozesse werden daher nur geringfügig behindert.

Ein zweites Argument für eine sequentielle Verarbeitung der Ankunftsreihenfolge betrifft die Verarbeitungsgeschwin-

digkeit. Es kann sein, daß das zentrale Verarbeitungssystem die Kosten der Ungenauigkeit durch den Vorteil einer schnelleren Verarbeitungsgeschwindigkeit ausgleicht: oftmals ist es notwendig, daß so schnell wie möglich die bloße Sukzession von Reizen festgestellt werden kann, ohne daß die genaue Reihenfolge dieser Reize weiterverarbeitet wird. In diesem Fall kann auf die zeitaufwendige Analyse der zweiten Stufe verzichtet werden, die Information, daß beide neuronalen Signale gleichzeitig oder nicht gleichzeitig ankamen, steht bereits S-Zeiteinheiten nach der Ankunft des ersten neuronalen Signals zur Verfügung.

Sequentielle Modelle - Modelle mit verschiedenen Verarbeitungsstufen - sind auch in anderen Bereichen der Allgemeinen Psychologie zu finden (Atkinson und Juola, 1973; Smith et al., 1974; Krueger, 1978). Auch bei diesen Modellen geht man von der Annahme aus, daß aufgrund der ersten Verarbeitungsstufe eine schnelle Entscheidung erfolgen kann, die jedoch nur probabilistischen Charakter hat: manchmal können diese schnellen Entscheidungen falsch sein. Um hingegen sichere Entscheidungen treffen zu können, sind weitere, sehr zeitaufwendige Verarbeitungsstufen zu durchlaufen.

7.2 Spekulationen über die Lokalisation des zentralen Zeitmechanismus

In diesem Kapitel soll auf einen möglichen Zusammenhang zwischen Reaktionszeiten R_x und R_y (Versuchspersonen sollen beim Erscheinen von S_x bzw. S_y sofort eine Taste drücken) und Reihenfolgeurteilen hingewiesen werden, der Spekulationen über die Lokalisationstiefe (eher zentral oder peripher) des zentralen Zeitmechanismus erlaubt.

Bei Einfachreaktionen auf Reiz S_x soll angenommen werden, daß S_x ein neuronales Signal x auslöst, das den sensorischen Kanal k_x durchläuft, und zentral angekommen, eine zusätzliche

Verarbeitungsstufe für die motorische Reaktion aktiviert. Die Reaktionszeit $R_x=L_x+M_x$ ist daher die Summe aus Laufzeit L_x und einer Restzeit M_x (motorische Ausführungszeit, zusätzliche Laufzeit L_x' vom zentralen Zeitmechanismus bis zum Eingang der motorischen Verarbeitungsstufe, ect.). Entsprechendes gelte für die Einfachreaktion auf S_y: $R_y=L_y+M_y$ (vgl. Sternberg und Knoll, 1973, S.643 ff.).

Es wird zusätzlich angenommen, L_y und M_y bzw. L_x und M_x seien unkorreliert. Für die Varianzen σ_x^2 und $\sigma^2{}_y$ der Reaktionszeiten muß dann gelten: $\sigma_x^2=VAR(L_x)+VAR(M_x)$ und $\sigma_y^2=VAR(L_y)+VAR(M_y)$. Diese Varianzen werden addiert:

$$\sigma_x^2+\sigma_y^2 = VAR(L_y)+VAR(L_x)+VAR(M_y)+VAR(M_x).$$

Aus Vereinfachungsgründen sei $\sigma^2:=\sigma_x^2+\sigma_y^2$, und da $\sigma_w^2=VAR(L_x)+VAR(L_y)$ gelten muß:

$$(16) \qquad \sigma^2 = \sigma_w^2+VAR(M_x)+VAR(M_y),$$

damit ergibt sich zunächst eine überprüfbare Relation:

$$(17) \qquad \sigma > \sigma_w.$$

Zur Überprüfung der Ungleichung (16) wird die Schätzung $\hat{\sigma}_w$ aus Tabelle (8) herangezogen, und $\hat{\sigma}$ läßt sich aus den Varianzen $VAR(R_y)$ und $VAR(R_x)$ der Einfachreaktionen auf S_x und S_y ermitteln. Die Schätzungen $\hat{\sigma}_w$ und $\hat{\sigma}$ sind für die Versuchspersonen U.D., M.P. und R.U. in Tabelle (9) zusammengefaßt.

Versuchsperson	Intensitätsbedingung	$\hat{\sigma}$	$\hat{\sigma}_w$	$\sqrt{\hat{\sigma}_w^2+2\hat{\sigma}_M^2}$
U.D.	STARK	42.6	30.8	33.9
	SCHWACH	78.1	50.2	52.6
M.P.	STARK	42.4	24.1	27.9
	SCHWACH	40.9	31.3	34.3
R.U.	STARK	28.4	17.7	22.7
	SCHWACH	37.9	19.7	24.3

Tabelle (9) Überprüfung von Umgleichung (17). In der letzten Spalte wurde zusätzlich eine Maximalschätzung für die motorische Varianz dazuaddiert, um Gleichung (15) zu überprüfen. $\hat{\sigma}$ basiert auf der Beobachtung von jeweils 200 Reaktionszeiten auf S_x bzw. S_y. Angaben in ms.

Für alle Versuchspersonen läßt sich die geforderte Relation $\sigma > \sigma_w$ bestätigen.

In der letzten Spalte der Tabelle (9) wurde zu der Varianz des Laufzeitunterschieds ein Maximalbetrag der motorischen Varianz ($\hat{\sigma}_M^2$=100-ms^2) addiert[28]. Auch in diesem Fall ist $\hat{\sigma}$ noch größer, was nach Gl (16) nicht zu erwarten wäre, wenn die Ankunft von x bzw. y am zentralen Zeitmechanismus ebenfalls die motorische Reaktion aktivierte. Diese Abweichung läßt sich jedoch damit erklären, daß die Restzeit M_x bzw. M_y außer der motorischen Ausführungszeit eine zusätzliche Laufzeit der neuronalen Signale x bzw. y vom zentralen Zeitmechanismus bis zum motorischen Bereich des zentralen

[28] Verschiedene Untersuchungen (Meijers und Eijkman, 1974; Vorberg und Hambuch, 1978; Ulrich et al., 1982) belegen, daß die motorische Varianz nicht sehr groß sein kann. Eine obere Grenze ist möglicherweise 100-ms^2, wie aus der Untersuchung von Ulrich et al. hervorgeht.

Nervensystems beinhaltet, was ebenfalls die Varianz VAR(R_y) bzw. VAR (R_x) erhöht, so daß die beobachtete Diskrepanz zwischen σ^2 und $\sigma_W^2+2\sigma_M$ resultiert. Dies bedeutet möglicherweise, daß der zentrale Zeitmechanismus im Vergleich zur Motorik eher peripher lokalisiert ist.

7.3 Kanalabhängigkeiten: Modifikationsmöglichkeiten des Zeitschrankenmodells

Bei den Ableitungen (vgl. Gl(7), GL(8), Gl(11) und Gl(14)) der sensorischen Zustandswahrscheinlichkeiten gingen wir stillschweigend von der Forderung aus, die Dichte $f_U(t)$ des Ankunftsunterschieds U entspräche einer Parallelverschiebung der Dichte $f_W(t)$ des Laufzeitunterschieds W um den Betrag der Zeitdifferenz d:

(18) $\quad d\varepsilon D\colon f_U(t|D=d) = f_{W+d}(t) = f_W(t-d).$

Gl (18) ist auf jeden Fall erfüllt, wenn die Laufzeiten L_x und L_y für jede Zeitdifferenz $d\varepsilon D$ stochastisch unabhängig sind.

Auf zwei implizierte Annahmen bei Gl (12) soll aufmerksam gemacht werden. Erstens, die Invarianzannahme: nach Gl (12) darf sich die Verteilungsform $f_U(t|D=d)$ nicht in Abhängigkeit der Zeitdifferenz d ändern - z.B. muß die Varianz VAR(U|D=d) des Ankunftsunterschieds U für jedes $d\varepsilon D$ konstant bleiben. Zweitens, die Linearitätsannahme: der Erwartungswert E(U|D=d)=E(W)+d ist nach Gl (18) eine lineare Funktion der Zeitdifferenz d. Daß diese beiden Annahmen möglicherweise unrealistisch sind und daher zu weiteren Modifikationen des Zeitschrankenmodells motivieren, wird in diesem Kapitel ausführlich diskutiert.

Eine mögliche Abhängigkeit von L_x und L_y geht aus den experimentellen Befunden zur Psychologischen Refraktärzeit (Welford, 1952, 1980; Smith, 1967) hervor: Reaktionszeiten auf einen Reiz S_x sind im allgemeinen länger, wenn zusätzlich ein zweiter Reiz S_y kurz vor S_x dargeboten wird. Die-

sen Befund könnte man damit erklären, daß die Geschwindigkeit des neuronalen Signals x im Kanal k_x gedrosselt wird, nachdem y den Kanal k_y durchlief. Eine solche Abhängigkeit würde sowohl die Invarianz- als auch die Linearitätsannahme verletzen, wie gezeigt werden soll.

In Abb. 33 ist eine Modifikation des Zeitschrankenmodells dargestellt, welche auf der Idee basiert, das erste neuronale Signal drossele die Geschwindigkeit des zweiten neuronalen Signals. Es wird angenommen, die sensorischen Kanäle k_x und k_y liefen ab einem bestimmten Punkt c gemeinsam zum zentralen Zeitmechanismus. Das neuronale Signal, das am Punkt c zuerst ankommt, durchläuft die Strecke von c nach d schnell und drosselt die Laufgeschwindigkeit des nachkommenden neuronalen Signals, das, sobald es den Punkt c erreicht hat, dann abgebremst wird.

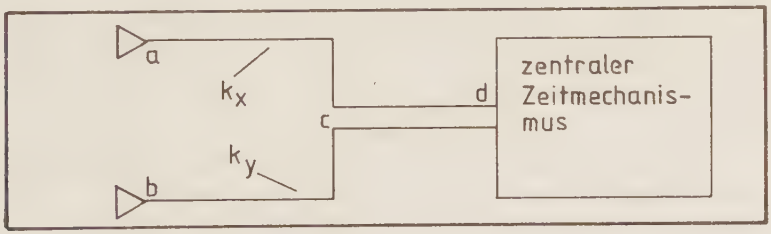


Abb. 33 Eine mögliche Abhängigkeit der Kanäle k_x und k_y.
Bis zum Punkt c verlaufen die Kanäle einzeln und ab Punkt c gemeinsam zum zentralen Zeitmechanismus. Von Punkt c bis zum Punkt d sind gegenseitige Beeinflussungen möglich.

Zur Präzisierung werden folgende Vereinbarungen getroffen: es sind X_1 und Y_1 die Laufzeiten der neuronalen Signale x und y bezüglich der Kanalstrecke von a nach c und von b nach c (vgl. Abb. 33). Ferner sind X_2 und Y_2 die Laufzeiten von x und y von Punkt c bis zum zentralen Zeitmechanismus. Kommt nun x vor y am Punkt c an, so wird die Laufgeschwindigkeit von y ab Punkt c gedrosselt; kommt hingegen y vor

x am Punkt c an, so wird entsprechend die Laufgeschwindigkeit von x gedrosselt. Für die Ankunftsreihenfolge xy am Punkt c gilt daher: $E(X_2)=\mu_s$ und $E(Y_2)=\mu_s+\mu_d$. Und umgekehrt gilt für die Ankunftsreihenfolge yx: $E(Y_2)=\mu_s$ und $E(X_2)=\mu_s+\mu_d$. Das nachkommende Signal benötigt also durchschnittlich zusätzlich die Zeit μ_d-ms von Punkt c bis zum zentralen Zeitmechanismus.

Welche Vorhersagen für den Ankunftsunterschied $U=A_x-A_y$ am zentralen Zeitmechanismus ergeben sich aus dieser Modifikation? Wir leiten dazu den Erwartungswert des Ankunftsunterschieds ab.

Es sei $A_x=X_1+X_2+d$, $A_y=Y_1+Y_2$, und aus Vereinfachungsgründen gelte $E(X_1)=E(Y_1)$. Somit erhält man zunächst:

$$\begin{aligned} E(U|D=d) &= E(A_x|D=d) - E(A_y|D=d) \\ &= E(X_2|D=d) - E(Y_2|D=d) + d. \end{aligned} \tag{19}$$

Für $E(X_2|D=d)$ muß gelten:

$$\begin{aligned} E(X_2|D=d) &= \mu_s P(X_1+d>Y_1) + (\mu_s+\mu_d)P(Y_1>X_1+d) \\ &= \mu_s+\mu_d(1-F_{W*}(d)), \end{aligned} \tag{20a}$$

dabei ist $F_{W*}(d)$ die Verteilungsfunktion von $W^*=X_1-Y_1$. Analog erhält man den Erwartungswert für $E(Y_2|D=d)$:

$$E(Y_2|D=d) = \mu_s+\mu_d F_{W*}(d). \tag{20b}$$

Gl(20) in Gl(19) eingesetzt:

$$E(U|D=d) = d - \mu_d(1-2F_{W*}(d)),$$

$$E(A_x-A_y|D=d) = (t_x-t_y) - \mu_d(1-F_{W*}(t_x-t_y)). \tag{21}$$ ////

$E(U|D=d)$ ist nicht mehr linear abhängig von d, wie Gl(21) zu entnehmen ist. Zur Veranschaulichung ist in Abb. 34 $E(A_x-A_y|D=d)$ in Abhängigkeit der Zeitdifferenz $d=t_x-t_y$ dargestellt. Dabei wurde angenommen, daß W* normalverteilt (μ=0-ms, σ=20-ms) und die Drosselung μ_d=20-ms sei.

Die gestrichelte Linie in Abb. 34 verdeutlicht die Vorhersage für den Fall μ_d=0-ms - den Fall, von dem wir früher ausgingen: der durchschnittliche Ankunftsunterschied ist direkt proportional zur Zeitdifferenz d.

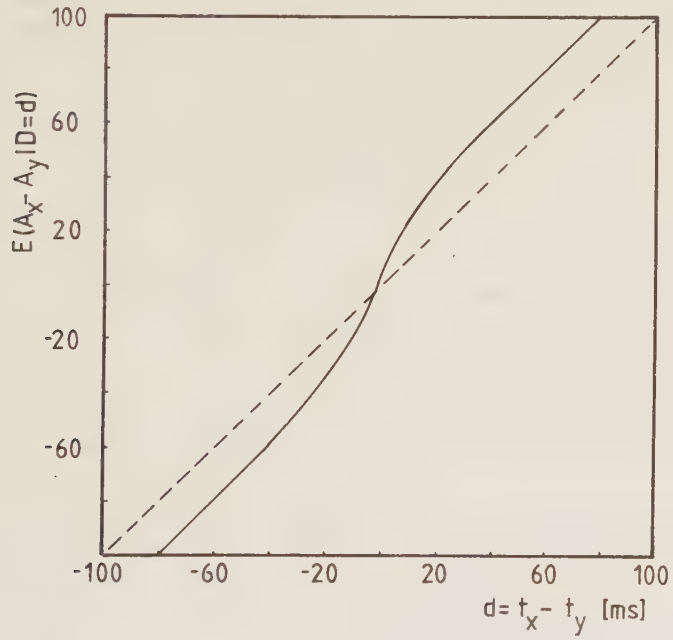


Abb. 34 Veranschaulichung von Gl(21) für μ_d=0-ms (gestrichelte Kurve) und für μ_d=20-ms (ausgezogene Linie).

Die ausgezogene Linie verdeutlicht den Drosselungseffekt: hat ein neuronales Signal nur einen kleinen Vorsprung am Punkt c, so wird dieser Vorsprung von c bis zum zentralen Zeitmechanismus vergrößert. Beispielsweise ist der durchschnittliche Ankunftsunterschied der neuronalen Signale am zentralen Zeitmechanismus 20-ms, obwohl die Zeitdifferenz zwischen S_x und S_y nur 8-ms beträgt. Eine solche Kanalabhängigkeit ist daher plausibel, da sie die Reihenfolgediskrimination verbessern würde.

Es läßt sich ebenfalls für diese Kanalabhängigkeit zeigen, daß die Varianz VAR(U|D=d) des Ankunftsunterschieds U von d abhängig ist, so daß die Invarianzannahme ebenfalls in diesem Fall verletzt wäre. Diese beiden Hinweise mögen ausreichen, um die in Gl(18) geforderte Beziehung zwischen U und D zu problematisieren und auf mögliche Modifikationen des Zeitschrankenmodells hinzuweisen.

Zusammenfassung

Zwei Reize S_x und S_y folgen rasch aufeinander, wobei das zeitliche Intervall zwischen diesen Reizen 100-ms oder kürzer ist. Die Versuchsperson hat dabei die Aufgabe, die Darbietungsreihenfolge dieser Reize zu beurteilen: sind beide Reize gleichzeitig, wurde S_x oder S_y zuerst dargeboten ? usw. Welche mentalen Prozesse unterliegen diesem Reihenfolgeurteil und wie sind diese strukturiert? Die vorliegende Arbeit versucht auf diese Frage eine Antwort zu geben.

Zunächst werden spezielle Modelle - Laufzeit-, Aufmerksamkeitswechsel-, Totzeit- und Momentmodell - verallgemeinert, formalisiert und anhand der Daten von Allan (1975) überprüft. Keines dieser Modelle kann diese Daten zufriedenstellend vorhersagen.

Danach wird eine modifizierte Version des Totzeitmodells vorgestellt. Bei diesem Modell - dem Zeitschrankenmodell - werden zwei aufeinanderfolgende Verarbeitungsstufen angenommen. In der ersten Verarbeitungsstufe wird nur analysiert, ob die Reize gleichzeitig oder sequentiell dargeboten wurden. Erst in der zweiten Verarbeitungsstufe wird analysiert, welcher Reiz zuerst dargeboten wurde. Das Zeitschrankenmodell kann die Daten von Allan gut vorhersagen - insbesondere die nichtmonotonen Verläufe der Psychometrischen Funktionen.

Im zweiten Teil der Arbeit wird anhand eines eigenen Experiments das Zeitschrankenmodell strenger überprüft. Es wird untersucht, ob die vom Modell vorhergesagten Beziehungen zwischen physikalischen Reizparametern und bestimmten Modellparametern empirisch so nachweisbar sind. Konkret wird dabei angenommen, daß die Laufzeit der neuronalen Signale mit abnehmender Reizintensität zunimmt. Ferner wird die Generalisierbarkeit des Zeitschrankenmodells durch die Verwendung von isomodalen Reizen überprüft. Die Ergebnisse des Experiments stützen die Modellvorhersagen und belegen die Generalisierbarkeit des Zeitschrankenmodells.

Glossar

Es werden die wichtigsten Symbole des Textes definiert und das Kapitel, wo sie zum erstenmal im Text auftauchen, angegeben.

S_x, S_y sind Reize, deren Darbietungsfolge die Versuchsperson beurteilen soll. (1.3)

t_x, t_y sind die Zeitpunkte, zu denen S_x und S_y dargeboten werden. (1.3)

$d=t_x-t_y$ ist die Zeitdifferenz. Die Menge $D=\{d|i=1,...,n\}$ ist die unabhängige Variable in einem Reihenfolgeurteilsexperiment. (1.3)

XY, YX sind die Antwortmöglichkeiten der Versuchsperson in einem traditionellen Paradigma. XY bedeutet, es wurde zuerst S_x und S_y dargeboten. (1.3)

$P(YX|D=d)$ ist die Psychometrische Funktion, bzw. die Wahrscheinlichkeit, daß die Vp die Antwort yx bei einer Zeitdifferenz D=d abgibt. (1.3)

PSG ist der Punkt subjektiver Gleichzeitigkeit: $P(YX|D=PSG)=1/2$. (1.3)

DL ist die Unterschiedsschwelle. Ein Maß, das Aufschluß über die Diskriminationsleistung einer Vp gibt: $DL:=(d_{.25}-d_{.75})/2$. (1.3)

k_x, k_y sind die unabhängigen Kanäle, in denen die neuronalen Signale x und y zum zentralen Zeitmechanismus geleitet werden. (2.1)

L_x, L_y sind Laufzeiten der neuronalen Signale x und y. (2.1)

A_x, A_y sind die Ankunftszeiten der neuronalen Signale x und y am zentralen Zeitmechanismus. (3.1.1.1)

$W:=L_y-L_x$ ist der Laufzeitunterschied. (3.1.1.1)

T_i sind Zeitpunkte, bei welchen ein Aufmerksamkeitswechsel auf k_x oder k_y möglich ist. (3.1.2.1)

X_i, Y_i sind die Verweildauern der Aufmerksamkeit auf Kanal k_x bzw. k_y. (3.1.2.1)

X^*, Y^*	sind die Restverweildauern. (3.1.2.2)
EXP(λ)	spezifiziert eine Exponentialverteilung mit dem Erwartungswert $1/\lambda$. (Anhang I)
GAM(a,n)	spezifiziert eine Gammaverteilung mit dem Erwartungswert n/a. (Anhang II)
"yx","xy","g" und "v"	spezifiziert die verschiedenen sensorischen Zustände.(3.1.2.1), (5.1)
$U:=A_y-A_x$	ist der Ankunftsunterschied. (3.1.2.1)
Z_x, Z_y	sind Totzeiten bzw. Zeitschranken. (3.1.3.1)
M_i	sind Momentdauern. (3.1.4.2)
M^*	ist die Restmomentdauer. (3.1.4.1)
E	ist eine Zufallsvariable, die die Registrationsart des zentralen Zeitmechanismus charakterisiert. (3.2)
MCS	ist eine Abkürzung für Minimum-Chiquadrat-Statistik. (4.3)
LTV,LTG,TLV,TLG	sind vier Antwortkategorien bei Allan's Experiment. (4.1)
Θ	ist der Parameterraum und θ ist ein Punkt dieses Raumes. (4.3)
f_{oij}, f_{eij}	sind die beobachteten bzw. erwarteten Häufigkeiten der (i,j)-ten Bedingung. (4.3)
S	ist die Dauer der ersten Verarbeitungsphase beim Zeitschrankenmodell. (5.1)
I	ist die Dauer, bis die Ankunftsreihenfolge eindeutig registriert werden kann, nachdem die erste Phase (S) abgeschlossen ist. (5.1)
////	Ende der Beweisführung.

Literaturverzeichnis

Allan, L.G. & Kristofferson, A.B. Successivness discrimination: two models. Perception and Psychophysics, 1974, 15, 37-46.

Allan, L.G. The relationship between judgements of successivness and judgements of order. Perception and Psychophysics, 1975, 18, 29-36.

Atkinson, R.C. & Joula, J.F. Factors influencing speed and accuracy of word recognition. In: S. Kornblum (Hrsg.), Attention and performance IV. New York: Academic Press, 1973.

Babkoff, H. & Eliashar, S. Dichotic sequence discrimination: The effect on stimulus intensity and background noise level, Perception & Psychophysics, 1981, 30(2), 194-198.

Baer, K.E. von. Welche Auffassung der lebenden Natur ist die richtige? Und wie ist diese Auffassung auf die Entomol. anzuwenden?, in: Reden gehalten in wiss. Versammlungen und kl. Aufsätze vermischten Inhalts (St. Petersburg, 1864), 237-283.

Bain, L.B. Statistical analysis of reliability and life-testing models. New York: Marcel Dekker, 1978.

Barlow, H.B., Levick, W.R. & Yoon, M. Responses to single quanta of light in retinal ganglion cells of the cat. Vision Research Suppl. 3, 1971, 87-101.

Baron, J. Temporal Roc curves and the psychological moment. Psychonomic Science, 1969, 15, 459-465.

Baron, J. The threshold for successiveness. Nichtveröffentlichte Doktorarbeit. University of Michigan, 1970.

Baron, J. The threshold for successiveness. Perception and Psychophysics, 1971, 10, 201-207.

Berger, G.O. Über den Einfluß der Reizstärke auf die Dauer einfacher psychischer Vorgänge mit besonderer Rücksicht auf Lichtreize. Philosophische Studien, 1886, 3, 38-93.

Bernhard, C.G. Contributions to the neurophysiology of the optic pathway. Acta physiologica Scandenavica, 1, Suppl. 1, 1940.

Bessel, F.W. Königsberger Beobachtungen, Abt. VIII, 1822.

Bever, T.G., Lackner, J. & Kirk, R. The underlying structure sentence is the primary unit of speech perception. Perception and Psychophysics, 1969, 5, 225-234.

Bond, Z.S. On the specification of input units in speech perception. Brain and Language, 1976, 3, 72-87.

Broadbent, D.E. Perception and communication. Pergamon Press: New York, 1958.

Bush, R.R. Estimation and Evaluation. In: Luce, R.D., Bush, R.R. & Galanter, E. (Hrsg.), Handbook of Mathematical Psychology I, New York: Wiley, 1963.

Cattell, J.M. The influence at the intensity of the stimulus on the length of the reaction time. Brain, 1886, 8, 512-515.

Carmon, A. Spatial and temporal factors in visual perception of patients with unilateral hemispheric lesions. In: Kinsbourne (Ed.): Hemispheric Asymmetry of Function, London: Tavistock Press, 1971.

Carmon, A. & Naschhorn, I. Effect of unilateral brain damage on perception of temporal order. Cortex, 1971, 7, 410-418.

Collyer, C.E. The induced asynchrony effect: Its role in visual judgements of temporal order and its relation to other dynamic perceptual phenomena. Perception and Psychophysics, 1976, 19, 47-54.

Cox, D.R. Renewal theory. London: Methuen, 1962.

DeGroot, M.H. Probability and Statistics. Reading Massachusetts: Addison-Wesley, 1975.

Didner, R. & Sperling, G. Perceptual Delay: a consequence of methacontrast and apparent motion. Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 1980, 612, 235-243.

Dunlap, K. The complication experiment and related phenomena. Psychological Review, 1910, 17, 157-191.

Donders, F.C. Die Schnelligkeit psychischer Prozesse. Arch. f. Physik. 1868, 657.

Efron, R. The effect of handedness on the perception of simultaneity and temporal order. Brain, 1963, 86, 261-284. (a)

Efron, R. The effect of stimulus intensity on the perception of simultaneity in right- and left-handed subjects. Brain, 1963, 86, 285-294. (b)

Efron, R. Temporal order perception, aphasia and déjà vu. Brain, 1963, 86, 403-424. (c)

Exner, S. Über die zur Gesichtswahrnehmung nötige Zeit. Sitzungsber. d. Wien. Akad. d. Wissensch., 58, Abt. 2, 601, 1868.

Exner, S. Experimentelle Untersuchungen der einfachsten psychischen Processe - III. Plügers Arch. f. die ges. Phys., 11, 403-589, 1875.

Fechner, G.T. Elemente der Psychophysik, 1860, Band 2, Leipzig.

Fehrer, E. & Biederman, I. A comparison of reaction and verbal report in the detection of masked stimuli. Journal of Experimental Psychology, 1962, 63, 126-130.

Fehrer, E. & Raab, D. Reaction time to stimuli masked by methacontrast Journal of Experimental Psychology, 1962, 63, 143-147.

Feller, W. An introduction to probability theory and its applications. Volume 2, zweite Auflage, New York: John Wiley, 1971.

Finney, D.J. Probit analysis: A statistical treatment of the sigmoid response curve (zweite Auflage). London: Cambridge Univ. Press, 1952.

Fodorf, J.A. & Bever, T.G. The psychological reality of linguistic segments. Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior, 1965, 4, 414-420.

Fraisse, P. Time and rhythm perception. In: Handbook of perception. Estes (Hrsg.), New York: Academic Press, 1978.

Fröhlich, F.W. Die Empfindungszeit. Jena: Gustav Fischer, 1929.

Gibbon, J. & Rutschmann, R. Temporal order judgement and reaction time. Science, 1969, 165, 413-415.

Goldmann, P.S., Lodge, A., Hammer, L.R., Semmes, J. & Mishikin, M. Critical flicker frequency after unilateral temporal lobectomy in man. Neuropsychologia, 1968, 6, 355-363.

Hartmann, J. Einige Bemerkungen über Personaldifferenz. Grunerts Archiv für Mathematik und Physik, 35, 1, 1858.

Helmholtz, H. von. Handbuch der Physiologischen Optik. Berlin: Leopold Voss, 1867.

Hildreth, J.D. Block's Law and a poisson counting model for simple reaction to light. Perception & Psychophysics, 1979, 26, 153-162.

Hirsch, I.J. & Sherrick, C.E., Jr. Perceived order in different sense modalities. Journal of Experimental Psychology, 1961, 62, 423-432.

Homick, J.L., Elfner, L.F. & Bothe, G.G. Auditory temporal masking and the perception of order. Journal of the Acoustical Society of America, 1969, 45, 712-718.

Johnson, N.L. & Kotz, S. Continuous univariate distributions - 1. New York: Wiley, 1970.

Kappauf, W.E. An empirical sampling study of the Dixon and Mood Statistics for the up-and-down method of sensitivity testing. American Journal of Psychology, 1969, 82, 40-55. (a)

Kappauf, W.E. Use of an on-line computer for psychophysical testing with the up-and-down method. American Psychologist, 1969, 24, 207-211. (b)

Kemp, E.H., Coppée, G.E. & Robinson, E.H. Electric responses of the brain stem to unilateral auditory stimulation. American Journal of Physiology, 1937, 120, 304-322.

Kohfeld, D.L., Jeffery, L.S. & Wallace, N.D. Loudness and reaction time: II. Identification of detection components at different intensities and frequencies. Perception & Psychophysics, 1981, 29, 550-562.

Kristofferson, A.B. Attention and psychophysical time. Acta Psychologica, 1967, 27, 93-100. (a)

Kristofferson, A.B. Successivness discrimination as a two state quantal process. Science, 1967, 158, 1337-1339.

Kristofferson, A.B. "Attention" in: Patton, R.M., Tanner, T.A.. Jr., Markowitz, J. & Swets, J.A. (Hrsg.), Applications of research on human decisionmaking. Washington, D.C.: Nasa, 1970, 49-64.

Kristofferson, A.B. & Allan, L.G. Successiveness and duration discrimination. In: S. Kornblum (Hrsg.), Attention and performance IV. New York and London: Academic Press, 1973.

Krueger, L.E. A theory of perceptual matching. Psychological Review, 1978, 85, 278-304.

Lehistle, I. The units of speech perception. In: John H. Gilbert, Speech and Cortical Functioning 1972, New York: Academic Press.

Levick, W.R. & Zacks, J.L. Responses of cat retinal ganglion cells to brief flashes of light. Journal of Physiology, London, 1970, 206, 677-700.

Levick, W.R. Variation in the response latency of the cat retinal ganglion cells. Vision Research, 1973, 837-853.

Luce, R.D. & Green, D.M. A theory of psychophysics and response times based on interarrival times of "neural" pulses. Psychological Review, 1972, 79, 14-57.

Marshall, W.H., Talbot, S.A. & Ades, H.W. Cortical response of the anaesthesized cat to gross photic and electrical afferent stimulation. Journal of Neurophysiology, 1943, 6, 1-15.

McGill, W.J. Neural counting mechanism and energy detection in audition. Journal of Mathematical Psychology, 1967, 4, 351-376.

Meijers, L.M.M. & Eijkman, E.G.L. The motor system in simple reaction time experiments. Acta Psychologica, 1974, 38, 376-377.

Meijers, L.M.M. & Eijkman, E.G.J. Distributions of simple RT with single and double stimuli. Perception & Psychophysics, 1977, 22, 41-48.

Mood, A.M., Graybill, F.A. & Boes, D.B. Introduction to the theory of statistics. Dritte Auflage, New York: McGraw Hill, 1974.

Moray, N. Attention: selective processes in vision and hearing. New York: Academic Press, 1970.

NAG (Numerical Algorithms Group), Subroutine E04ABF, 1978.

Neumann, O. Moment: In: K. Gründer (Hrsg.), Historisches Wörterbuch der Philosophie, Bd.5, Basel & Stuttgart: Schwabe, 1982.

Norman, D.A. & Bobrow, D.G. On data-limited and resource-limited processes. Cognitive Psychology, 1975, 7, 44-64.

Oatley, K., Robertson, A. & Scanlan, P.M. Judging the order of visual stimuli. Quarterly Journal of Experimental Psychology, 1969, 21, 172-179.

Piéron, H. Nouvelles recherches sur l'analyse du temps de latence sensorielle et sur la toi qui relie ce temps a l'intensite de l'ecxitation. Année Psychologique, 1920, 22, 58-142.

Prestrude, A.M. Visual latencies at photopic levels of retinal illuminance. Vision Research, 1971, 11, 351-361.

Reber, A.S. & Anderson, J.R. The perception of clicks in linguistic and nonlinguistic messages. Perception and Psychophysics, 1970, 8, 81-89.

Roufs, J.A.J. Perception lag as a function of stimulus luminance. Vision Research, 1963, 3, 81-91.

Roufs, J.A.J. Dynamic properties of vision. Perception lag and reaction time in relation to flicker and flash thresholds. Vision Research, 1974, 14, 853-870.

Rumelhart, D.E. Human information processing. New York: Wiley, 1977.

Rutschmann, R. Perception of temporal order of auditory stimuli and simple reaction time. Unveröffentlichtes Manuscript für die Eastern Psychological Association Tagung in Philadelphia, April 1969.

Rutschmann, R. Visual perception of temporal order. In: Kornblum (Hrsg.), Attention and Performance IV. New York: Academic Press, 1973.

Smith, E.E., Shoben, E.J. & Rips, L.J. Structure and process in semantic memory: A featural model for semantic decision. Psychological Review, 1974, 81, 214-241.

Smith, M.C. Theories of the psychological refractory period. Psychological Bulletin, 1967, 67, 202-213.

Stevens, S.S. Neural events and the psychophysical law. Science, 1970, 170, 1043-1050.

Sternberg. S. The discovery of processing stages: Extensions of Donders' method. In: W.G. Koster (Hrsg.), Attention and Performance II. Acta Psychologica, 1969, 30, 276-315.

Sternberg, S., Knoll, R.L. & Gates, B.A. Prior entry reexamined: Effect of attentional bias on order perception. Paper presented at the meeting of the Psychonomic Society, St. Louis, Missouri, November 197[illegible]

Sternberg, S. Evidence against self-terminating memory searech from properties of RT distributions. Paper presented at the meeting of the Psychonomic Society, St. Louis, Missouri, November 1973.

Sternberg, S. & Knoll, R.J. The perception of temporal order: Fundamental issues and a general model. In: S. Kornblum (Hrsg.): Attention and Performance IV. New York: Academic Press, 1973.

Sternberg, S., Knoll, R.L. & Mallows, C.L. Conditions for parallel psychometric functions based on rating-scale data: Application to temporal-order judgements. Unpublished Manuscript, 1976.

Stone, S.A. Prior entry in the auditory-tactual complication. The American Journal of Psychology, 1926, 37, 284-287.

Strömgren, B. Beobachtungen ohne Beobachter. Die lichtelektrische Methode zur Bestimmung der Örter der Fixsterne. Zweite Sammlung astronomischer Miniaturen. Berlin, 1927.

Stroud, J.M. The fine structure and psychological time. In: H. Quastler (Hrsg.), Information theory in psychology, Glencoe, Illinois: Free Press, 1955, 174-205.

Titchner, E.B. Lectures on the elementary psychology of feeling and attention, New York: Mac Millan, 1908.

Treisman, A.M. Selective attention in man. British Medical Bulletin, 1964, 20, 12-16. (a)

Treisman, A.M. Monitoring and storage of irrelevant messages in selective attention. Journal of Verbal Learning and Verbal Behavior, 1964, 3, 449-459. (b)

Ulrich, R., Degner, U. & Stapf, K.-H. Über eine Möglichkeit zur Schätzung der motorischen Varianz bei einfachen Reaktionen. Referat bei der 24. Tagung experimentell arbeitender Psychologen, in Trier, 1982

Venables, P.H. Periodicity in reaction time. British Journal of Psychology, 1960, 51, 37-43.

Vorberg, D. On the equivalence of parallel and serial models of information processing. Paper presented at the 10th Annual Mathematical Psychology meeting, Los Angeles, August 1977.

Vorberg, D. & Hambuch, R. On the temporal control of rhythmic performance. In: Requin, J. (Hrsg.), Attention and Performance VII, New Jersey: Earlbaum, 1978.

Walsh, T. Visual onset and offset latencies. Quarterly Journal of Experimental Psychology, 1973, 25, 154-162.

Welford, A.T. The "psychological refractory period" and the timing of highspeed performance - a review and a theory. British Journal of Psychology, 1952, 43, 2-19.

Welford, A.T. The single-channel hypothesis. In: Reaction Times, Welford, A.T. (Hrsg.), London: Academic Press, 1980.

Whipple, G.M. An analytical study of the memory image and the process of judgement in discrimination of clangs and tones. Americal Journal of Psychology, 1901, 12, 409-457.

Wetherhill, G.B. Sequential estimation of quantal response curve. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 1963, 25, 1-48.

Weyer, E.M. Verschmelzung von Tastreizen, die sogenannte Zeitschwelle. Philosophische Studien, 15, 67, 1899.

Wickelgren, A.W. Associative trength theory of recognition memory for pitch. Journal of Mathematical Psychology, 1969, 6, 13-61.

Wilson, K.G. & Stelmack, R.M. Power functions of loudness magnitude estimations and auditory brainstem evoked responses. Perception & Psychophysics, 1982, 31, 561-565.

Wolff, N.C. Recherches sur l'équation personelle. Ann. de l'observatoire de Paris, t. 8, 1865.

Wundt, W. Physiologische Psychologie, 6. Auflage III, 1911.

Zacks, J.L. Estimation of the response variability of the latency of responses to brief flashes. Vision Research, 1973, 13, 829-835.

Anhang I : Anmerkungen zur Exponentialverteilung

X sei exponentialverteilt (Schreibweise: $X \sim EXP(\lambda)$),
dann gilt:

Dichte: $f_X(x|\lambda) = \lambda \exp(-\lambda x) \quad 0<\lambda<\infty, \quad x \geq 0$

Verteilungsform: $F_X(x|\lambda) = 1-\exp(-\lambda x)$

Erwartungswert: $E(X) = 1/\lambda$

Varianz: $VAR(X) = 1/\lambda^2$

Besondere Eigenschaften dieser Verteilung sind bei Bain (1978) und bei Johnson & Kotz (1970) ausführlich diskutiert.

Anhang II : Anmerkungen zur Gammaverteilung

X sei gammaverteilt (Schreibweise: $X \sim GAM(\lambda,n)$),
dann gilt:

Dichte: $f_X(x|\lambda,n) = \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} \lambda \exp(-\lambda x)$

$\lambda > o$, $n = 1,2,3...$, $x \geq o$

Erwartungswert: $E(X) = n/\lambda$

Varianz: $VAR(X) = n/\lambda^2$

Die Flexibilität dieser Verteilung ist bei Johnson & Kotz (1970), S. 169-170 demonstriert.
Charakterisierungen dieser Verteilung sind beispielsweise bei Bain (1978), Johnson & Kotz (1970) und bei Cox (1962) zu finden.

Anhang III : Anmerkungen zur Weibullverteilung

X sei weibullverteilt (Schreibweise: $X \sim WEI(\lambda,\beta,\gamma)$),
dann gilt:

Verteilungsfunktion: $F_X(x|\lambda,\beta) = 1-\exp(-(\lambda(x-\gamma))^{\beta})$

$$x \geq 0;\ \gamma,\beta,\lambda \geq 0$$

Erwartungswert: $E(X) = \Gamma(1+1/\beta)/\lambda^{1/\beta}+\gamma$

Varianz: $VAR(X) = (\Gamma(1+2/\beta)-(\Gamma(1+1/\beta))^2)/\lambda^{2/\beta}$

Dabei ist $\Gamma(a) = \int_0^{\infty} \exp(-t)t^{a-1}dt$ die Gammafunktion, die nicht geschlossen darstellbar ist und mithilfe der Function S14AAF (NAG, 1978) berechnet werden kann.
Die Flexibilität dieser Verteilung ist bei Johnson & Kotz (1970, S. 251-253) demonstriert.

Anhang IV : Die Dichte und Verteilungsfunktion des Laufzeitunterschieds W zweier gammaverteilter Laufzeiten L_x und L_y.

Für die Laufzeiten L_x und L_y gelte (vgl. Anhang I):

$$L_y \sim GAM(a,n)$$

$$L_x \sim GAM(b,m)$$

Dann gilt für den Laufzeitunterschied $W=L_y-L_x$ (Schreibweise: $W \sim DIFFGAMMA(a,n,b,m)$):

Dichte:

$$f_W(w) = \begin{cases} \dfrac{a^n b^m (-w)^{m-1} \exp(bw)}{(a+b)^n (n-1)!(m-1)!} \sum_{j=0}^{m-1} \binom{m-1}{j} \dfrac{(n+j-1)!}{((a+b)(-w))^j}, & w<0 \\ \dfrac{a^n b^m w^{n-1} \exp(-aw)}{(a+b)^m (n-1)!(m-1)!} \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} \dfrac{(m+j-1)!}{((a+b)w)^j}, & w \geq 0 \end{cases}$$

Verteilungsfunktion:

$$F_W(w) = \begin{cases} \dfrac{a^n b^m}{(a+b)^n (n-1)!(m-1)!} \sum_{j=0}^{m-1} \binom{m-1}{j} \dfrac{(n+j-1)!}{(a+b)^j} \int_{-\infty}^{w} (-t)^{m-1-j} \exp(bt)\,dt, & w \leq 0 \\ F_W(0) + \dfrac{a^n b^m}{(a+b)^m (n-1)!(m-1)!} \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} \dfrac{(m+j-1)!}{(a+b)^j} \int_{0}^{w} t^{n-1-j} \exp(-aw)\,dt & w>0 \end{cases}$$

Die Integrale auf der rechten Seite lassen sich unter Beachtung der Beziehung (Ryshik & Gradstein, 1957)

$$\int x^n \exp(ax)dx = \exp(ax)\left[x^n/a+\sum_{k=1}^{n}(-1)^k x^{n-k} n(n-1)\ldots(n-k+1)/a^{k+1}\right]$$

lösen - somit kann $F_W(w)$ problemlos mittels eines Computers berechnet werden.

Erwartungswert: $E(W) = E(L_y)-E(L_x)$

$$= m/b-n/a.$$

Varianz: $VAR(W) = VAR(L_y)-VAR(L_x)$

$$= m/b^2-n/a^2. \qquad ////$$

BEWEIS: (Herleitung von $f_W(w)$)

$f_W(w)$ erhält man mittels Faltung der Dichten $f_X(x)$ und $f_Y(x)$, wobei die Fälle $w\geq o$ und $w<o$ zu unterscheiden sind. Zunächst wird die Dichte für positive Laufzeitunterschiede hergeleitet:

$$f_W(w) = \int_o^\infty f_y(x+w)f_x(x)dx,$$

durch Einsetzen und Umstellen

$$= \frac{a^n b^m \exp(-aw)}{(n-1)!(m-1)!} \int_o^\infty (x+w)^{n-1} x^{m-1} \exp(-(a+b)x)dx.$$

Für $(x+w)^{n-1}$ wird der Binominalausdruck $\sum_{j=0}^{n-1}\binom{n-1}{j}a^j b^{n-1-j}$ eingesetzt:

$$f_W(w) = \frac{a^n b^m \exp(-aw)}{(n-1)!(m-1)!} \int_o^\infty \left[\sum_{j=0}^{n-1}\binom{n-1}{j} x^j w^{n-1-j}\right] x^{m-1}\exp(-(a+b)x)dx$$

Durch umstellen:

$$= \frac{a^n b^m \exp(-aw)}{(n-1)!(m-1)!(a+b)} \sum_{j=0}^{n-1}\binom{n-1}{j} w^{n-1-j} \int_o^\infty x^{m+j-1}(a+b)\exp(-(a+b)x)dx$$

Das Integral auf der rechten Seite der Gleichung entspricht dem (m+j-1)-ten Moment einer Exponentialverteilung EXP(a+b) (vgl. Mood & Graybill, S. 541):

$$\int_0^\infty x^{m+j-1}(a+b)\exp(-(a+b)x)dx = \frac{(m+j-1)!}{(a+b)^{m+j-1}} .$$

Durch Einsetzen und Vereinfachen erhält man schließlich:

$$f_W(w) = \frac{a^n b^m w^{n-1}\exp(-aw)}{(a+b)^m (n-1)!(m-1)!} \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} \frac{(m+j-1)!}{((a+b)w)^j} , \quad w \leq o \qquad ////$$

Für den Fall w<o ergibt sich eine analoge Vorgehensweise:

$$f_W(w) = \int_0^\infty f_y(y) f_x(y+|w|)dy.$$

Die weiteren Schritte sind mit der vorherigen Herleitung zu vergleichen und führen dann zum gesuchten Ausdruck $f_W(w)$ für w<o.

Auf eine Ausführung der Herleitung wird daher verzichtet. ////

Anhang V: Additivität der dritten zentralen Momente

THEOREM Es sei $S=X+kY$ eine Summe der Zufallsvariablen X und Y, und k ist eine reelle Zahl. Für das dritte zentrale Moment von S muß gelten:

$$E\left[(S-E(S))^3\right] = E\left[(X-E(X))^3\right] + k^3E\left[(Y-E(Y))^3\right].$$

BEWEIS $$E\left[(S-E(S))^3\right] = E\left[S^3-3S^2E(S)-3E^2(S)-E^3(S)\right]$$

Gl(1) $$= E(S^3)-3E(S^2)E(S)+2E^3(S).$$

Die Momente $E(S^3)$, $E(S^2)$ und $E(S)$ lassen sich in Abhängigkeit von X, Y und k ausdrücken. Aus Vereinfachungsgründen sei $Z:=kY$ eingeführt,

Gl(2a) $$E(S) = E(X)+E(Z),$$

Gl(2b) $$E(S^2) = E\left[(X+Z)^2\right]$$

$$= E(X^2)+2E(X)E(Z)+E(Z^2),$$

Gl(2c) $$E(S^3) = E\left[(X+Z)^3\right]$$

$$= E^3(X)+3E^2(X)E(Z)+3E(X)E^2(Z)+E^2(Z).$$

Einsetzen von Gl(2) und Gl(1) und vereinfachen führt zu:

$$E\left[(S-E(S))^3\right] = E(X^3)+E(Z^3)-3E(X)E(X^2)-3E(Z)E(Z^2)+2E^3(X)+2E^3(Z)$$

$$= E\left[(X-E(X))^3\right]+E\left[(Z-E(Z))^3\right],$$

da $Z=kY$ ist,

$$E\left[(S-E(S))^3\right] = E\left[(X-E(X))^3\right]+E\left[k^3(Y-E(Y))^3\right]$$

$$= E\left[(X-E(X))^3\right]+k^3E\left[(Y-E(Y))^3\right]. \qquad ////$$

Anhang VI : Likelihood - Quotienten-Test

Es seien $\theta=(\sigma_w,\sigma_w^*,\mu_w,\mu_w^*,\mu_I,\mu_I^*,\mu_s,\mu_s^*,q,q^*)$ die Modellparameter des Zeitschrankenmodells einer Versuchsperson für die Bedingungen SCHWACH (*) und STARK. Unter der Nullhypothese ($\sigma_w=\sigma_w^*$) ist der Parameterraum Θ_o 9-dimensional und unter der Alternativhypothese ist der Parameterraum Θ 10-dimensional, wobei gilt: $\Theta_o \subset \Theta$.

Zur Überprüfung der Nullhypothese berechnet man zuerst das Maximum der Likelihoodfunktionen unter H_o und H_1:

$$\sup_{\theta\in\Theta_o} L(\theta/\text{Daten})$$

$$\sup_{\theta\in\Theta} L(\theta/\text{Daten})$$

dabei ist: $L(\theta/\text{Daten}) = \prod_i \prod_j \prod_k \left[P_{ijk}(\theta)\right]^{f_{oijk}}$, (k steht für die beiden Intensitätsbedingungen SCHWACH und STARK).

Nun bildet man den Likelihood-Quotienten λ:

$$\lambda := \sup_{\theta\in\Theta_o} L(\theta/\text{Daten}) \;/\; \sup_{\theta\in\Theta} L(\theta/\text{Daten}).$$

Die Nullhypothese wird genau dann zurückgewiesen, wenn

$$-2\ln\lambda > \chi^2(1-\alpha=.95,\ df=1) \text{ gilt.} \qquad ////$$

Lebenslauf

8. August 1951	in Oberstdorf geboren; Eltern: Reinhold Ulrich (kaufmännischer Angestellter und Helene Ulrich, geb. Reisinger)
1958 - 1960	Besuch der Schiller Volksschule in Kornwestheim
1960 - 1961	Besuch der Volksschule in Wiggensbach im Allgäu
1961 - 1963	Besuch der Volksschule in Überlingen/Bodensee
1963 - 1967	Besuch der Realschule in Überlingen/Bodensee
1968 - 1970	Bootsbaulehre in Radolfzell und Uhldingen
1970 - 1971	Besuch der Berufsaufbauschule in Konstanz
1972 - 1974	Besuch des technischen Gymnasiums in Konstanz 19. Juni 1974 Abitur
1974 - 1978	Ab WS 1974/75 Psychologiestudium an der Universität Konstanz 30. August 1976 Diplomvorprüfung in Psychologie 8. November 1976 Magisterprüfung in Statistik
1. März 1977	Heirat mit Gabriele Huber
18. September 78	Diplomhauptprüfung in Psychologie an der Universität Konstanz
seit 1.1.1979	wiss. Angestellter am Psychologischen Institut der Universität Tübingen